

---

# LA INFLACIÓN EN LAS CIUDADES DE COLOMBIA: Una evaluación de la paridad del poder adquisitivo

*Este documento pretende aportar elementos a la discusión sobre la integración de los mercados urbanos en Colombia, realizándolo mediante un análisis de la variación de los precios en las siete principales ciudades del país. La versión relativa de la paridad de poder adquisitivo sirve como marco conceptual para establecer si los mercados de las ciudades colombianas están o no integrados, además que permite observar las diferencias y similitudes de la inflación en las ciudades de Colombia. Para alcanzar este segundo objetivo, se realiza una descripción comparativa de los procesos inflacionarios en las siete ciudades incluidas en el estudio para los últimos 22 años (1980-2001).*

*Por: Juan David Barón Rivera\**

La integración de los mercados urbanos en Colombia es un tema que genera diversas discusiones entre los economistas. Conocer si las economías locales reaccionan de igual manera ante acontecimientos particulares tiene, sin lugar a duda, gran importancia para los agentes y entidades encargados de la política de desarrollo de las regiones del país, ya que les permite anticipar las res-

puestas de las regiones ante diversos incentivos de índole económica. Para verificar si esta integración existe, se han empleado distintos enfoques entre los cuales se cuentan los que abordan el tema de los mercados laborales regionales<sup>1</sup>.

El presente documento pretende aportar elementos a la discusión sobre la integración de

---

\* Economista del Departamento de Estudios Económicos del Banco de la República, Cartagena. El autor agradece los comentarios de Adolfo Meisel, Luis Eduardo Arango-Thomas, Luis Fernando Melo, Javier Pérez y Luis Armando Galvis; así como a los asistentes al seminario del Banco de la República y la valiosa colaboración de Marcela Bernal en la obtención de la información.

<sup>1</sup> Por ejemplo, el trabajo de Carlos F. Jaramillo, Óskar A. Nupia y Carmen A. Romero, "Integración en el mercado laboral colombiano: 1945-1998", en Adolfo Meisel Roca (editor), *Regiones, ciudades y crecimiento económico en Colombia*,

---

los mercados urbanos en Colombia, realizándolo por conducto del análisis de la variación de los precios en las siete principales ciudades del país. La versión relativa de la paridad de poder adquisitivo (PPA) sirve como marco conceptual para establecer si los mercados de las ciudades colombianas están o no integrados, además que permite observar las diferencias y similitudes de la inflación en las ciudades de Colombia. Para alcanzar este segundo objetivo, se realiza una descripción comparativa de los procesos inflacionarios en las siete ciudades incluidas en el estudio para los últimos 22 años (1980-2001).

Las preguntas a las que se aspira dar respuesta en el trabajo, son: ¿Se cumple la versión relativa de la PPA y, por consiguiente, se puede hablar de la integración de los mercados de bienes? ¿Cuáles son las principales características de los procesos inflacionarios en las ciudades de Colombia? ¿Convergen las tasas de inflación entre ciudades?

A nivel internacional, la convergencia en tasas de inflación ha sido abordada en el marco de la Unión Europea mediante diferentes metodologías<sup>2</sup>. Autores como Irene Olloqui y Simón Sosvilla-Rivero<sup>3</sup> emplean técnicas econométricas para probar la hipótesis de

cointegración para 15 países, y luego la de convergencia entre las tasas de inflación en el período 1961-1997. En este contexto, la existencia de una relación de largo plazo entre la inflación de los distintos países de la Unión Europea tiene implicaciones claves sobre la interdependencia de las políticas monetarias como lo señalan los autores. La información utilizada es la correspondiente al índice de precios al consumidor (IPC) de cada país, lo que puede ser criticable bajo el contexto de la PPA si se tiene en cuenta que en estos índices se incluyen bienes de naturaleza no transable cuyos precios son, como lo señala Krugman, determinados únicamente por la oferta y la demanda locales<sup>4</sup>.

Superando esta crítica, de que la inclusión de bienes no transables en el cálculo de la inflación puede generar desviaciones de la PPA relativa, se encuentran en la literatura trabajos, también en el marco de la Unión Europea, como el de Mark J. Holmes<sup>5</sup> o el de Amalia Morales<sup>6</sup>. Holmes evalúa la convergencia de las tasas de inflación de dos sectores, manufacturas y servicios, para siete países, permitiéndole examinar por separado cómo se dan los procesos de convergencia estocástica en sectores de bienes transables y no transables. Para alcanzar su

---

Banco de la República, Colección de economía regional, Bogotá, 2001; y el de Luis Galvis, "Integración regional de los mercados laborales en Colombia, 1984-2000", Documentos de trabajo sobre economía regional, No. 27, Banco de la República, Cartagena, febrero, 2002, tratan sobre la integración de los mercados laborales.

<sup>2</sup> Panel de datos, series de tiempo, cointegración, raíz unitaria y análisis de regresión, entre otras.

<sup>3</sup> Véase: Irene Olloqui y Simón Sosvilla-Rivero (1999). "Convergencia en tasas de inflación en la Unión Europea", Documentos de trabajo FEDEA, septiembre.

<sup>4</sup> Paul Krugman y Maurice Obstfeld (1999). *Economía internacional*, McGrawHill, 4a. ed.

<sup>5</sup> Mark J. Holmes (1998). "Inflation Convergence in the ERM: Evidence for Manufacturing and Services", *International Economic Journal*, Vol. 12, No. 3, Autumn.

<sup>6</sup> Amalia Morales (2001). "Inflation Convergence by Sectors in the EU: Structural Breaks and Common Factors", Documento de trabajo, Universidad de Málaga, febrero.

---

objetivo utiliza dos herramientas econométricas: el análisis de parámetros cambiantes en el tiempo y el análisis de cointegración, para luego probar convergencia sobre los parámetros de la relación de cointegración.

En la misma línea se encuentra el trabajo de Morales, que analiza por medio de pruebas de cointegración la convergencia de la inflación anual para siete países de la Unión Europea en el período 1976-1999, también por sectores de bienes transables y no transables. Este documento aplica tanto metodologías bivariadas como multivariadas que toman en cuenta la existencia de posibles cambios estructurales en el período analizado.

Vale la pena aclarar que el sentido de convergencia del que tratan estos estudios, y el presente, es un tipo de convergencia denominada estocástica cuyo enfoque es diferente al utilizado por Barro (1991). La convergencia estocástica, como se muestra en la sección siguiente, se analiza mediante las propiedades de las series de tiempo (raíces unitarias, cointegración), mientras que la convergencia tipo Barro basa su análisis en la correlación negativa, de corte transversal, entre un valor inicial y el crecimiento.

En el ámbito de la convergencia de la inflación dentro de un país y bajo una misma moneda se encuentran trabajos como los de Olloqui y Rivero (2000); Alberola y Marques

(1999); Olloqui, Sosvilla y Alonso (1999); Cecchetti, Mark y Sonora (1998), y Parsley y Wei (1996), entre otros<sup>7</sup>; quienes asumen que el tipo de cambio entre dos ciudades de un mismo país debe ser fijo e igual a la unidad, lo cual conduce a validar la hipótesis de la PPA si los precios, o su variación en la versión relativa, en dos regiones geográficas diferentes son estadísticamente iguales, es decir, si su diferencial es nulo. La evidencia ha sido variada dependiendo del país y de los acontecimientos en las economías regionales, pero en general se espera que los diferenciales de inflación, o de precios, para una misma canasta de bienes fueran nulos, o en el caso de que existieran desviaciones de esa paridad, éstas fueran temporales.

Tanto en los trabajos a nivel de países como en los que involucran las ciudades o provincias de un país la teoría económica que cobra sentido es la de la PPA, como se ha mencionado en párrafos anteriores, para la que se ha utilizado diferente metodología.

En este documento optamos por el método de convergencia estocástica de Bernard y Durlauf (1991,1995), pero no evaluada mediante el análisis de cointegración sino más bien a través de pruebas de raíz unitaria. Según Froot y Rogoff (1995) las pruebas de raíz unitaria son más fáciles de interpretar en el contexto de la PPA y son todavía ampliamente utilizadas bajo este marco teórico<sup>8</sup>. Ade-

---

<sup>7</sup> También se encuentra un gran número de trabajos que analizan la versión absoluta de la PPA, que consiste en probar la hipótesis entre los precios o índices de precios.

<sup>8</sup> Aunque se realizó el análisis de cointegración mediante la metodología de Johansen (1988) para todos los pares de ciudades y para sistemas que incluían el mayor número de series de inflación, fue imposible encontrar condiciones razonablemente aceptables sobre los residuales que permitieran tomar una decisión sobre la existencia de relaciones de cointegración entre la inflación de las ciudades. Posiblemente, algunos de los problemas encontrados se debían al componente estacional de las series, que aun incluyendo variables *dummy* estacionales no se lograba modelar.

más, Bernard y Durlauf (1991) sugieren como alternativa al análisis de cointegración realizar pruebas de raíz unitaria sobre los diferenciales de las series en cuestión. En la sección siguiente se presenta el marco teórico y se estipula la metodología que se utiliza. Luego se hace la caracterización de la inflación en las siete principales ciudades de Colombia.

## I. MARCO TEÓRICO

El presente documento se relaciona en gran medida con los estudios basados en la ley del precio único y de la PPA. La ley del precio único establece que en ausencia de costos de transporte y barreras al comercio, productos idénticos deben tener el mismo precio si dichos precios están expresados en la misma moneda. Es decir, cuando el comercio es libre y no tiene costos, los bienes idénticos, sin importar el lugar donde sean vendidos, deben tener el mismo precio. Si  $P_{DOM}^i$  corresponde al precio en moneda local del bien  $i$  cuando se vende en el mercado doméstico y  $P_{EXT}^i$  es el precio en moneda extranjera cuando se vende en el mercado extranjero, la ley del precio único implica que:

$$(1) \quad P_{DOM}^i = S_{DOM/EXT} P_{EXT}^i$$

Donde  $S_{DOM/EXT}$  es la tasa de cambio de la moneda local con respecto a la moneda extranjera. De forma equivalente,

$$(2) \quad S_{DOM/EXT} = \frac{P_{DOM}^i}{P_{EXT}^i}$$

Esta expresión indica que el tipo de cambio de la moneda local con respecto a la moneda extranjera,  $S_{DOM/EXT}$ , debe ser igual a la razón entre el precio del bien  $i$  en moneda local y el precio del mismo bien en moneda extranjera. Bajo una moneda común, como es el caso de las ciudades de un país, donde la tasa de cambio se asume constante e igual a la unidad se tendría que la expresión (2) quedaría:

$$(3) \quad 1 = \frac{P_{DOM}^i}{P_{EXT}^i}$$

Lo cual es lo mismo que afirmar que en el interior de un país el precio de un bien debe ser igual en cualquier lugar de dicho país. Esta condición debe cumplirse a

*La ley del precio único establece que en ausencia de costos de transporte y barreras al comercio, productos idénticos deben tener el mismo precio si dichos precios están expresados en la misma moneda.*

escala nacional, ya que en un área geográfica relativamente pequeña las barreras al comercio se supone son menores que en el ámbito internacional; así como los costos de transporte deben ser

significativamente menores, ya que las distancias por recorrer entre uno y otro mercado son más cortas.

La PPA generaliza la ley del precio único a una canasta de bienes donde ya no se toma el precio de un bien como antes se hacía, sino el nivel general de precios de la canasta. Si  $P_{DOM}$  es el precio en moneda local de una canasta de bienes y  $P_{EXT}$  es el precio en moneda extranjera de la misma canasta de bienes, la PPA afirma que:

$$(4) \quad S_{DOM/EXT} = \frac{P_{DOM}}{P_{EXT}}$$

Nuevamente si se aplica esta relación a lugares dentro de un país, donde impera sólo una moneda, la tasa de cambio sería igual a la unidad y la expresión anterior indicaría que la canasta de bienes tiene el mismo precio en cualquier parte en el interior del país.

La expresión cuatro, se conoce con el nombre de PPA absoluta. Dicha expresión implica una proposición conocida como la PPA relativa, que sostiene que la variación porcentual del tipo de cambio entre dos monedas es igual a la diferencia entre las variaciones porcentuales en los índices de precios nacionales, es decir,

$$(5) \quad \frac{S_{DOM/EXT, t} - S_{DOM/EXT, t-1}}{S_{DOM/EXT, t-1}} = \pi_{DOM, t} - \pi_{EXT, t}$$

Donde  $\pi_t$  representa la tasa de inflación. Como ya se mencionó, dentro de un país la tasa de cambio será constante e igual a la unidad, lo cual hace que la variación porcentual de dicha tasa de cambio sea igual a cero. La anterior afirmación sugiere que en dos lugares de un país el diferencial entre la tasa de inflación de uno y otro debería ser nulo, o, lo que es lo mismo, que la diferencia entre las tasas de inflación sería igual a cero para cada momento del tiempo. Esta hipótesis de la igualdad de la tasa de inflación en el interior de un país es

*En dos lugares de un país el diferencial entre la tasa de inflación de uno y otro debería ser nulo, o, lo que es lo mismo, que la diferencia entre las tasas de inflación sería igual a cero para cada momento del tiempo. Esta hipótesis de la igualdad de la tasa de inflación en el interior de un país es la que se evalúa para las siete principales ciudades en el período de 1980 a 2001.*

la que se evalúa para las siete principales ciudades en el período de 1980 a 2001.

Si se considera de importancia distinguir entre bienes transables y no transables, se tendría, en primer lugar, que para los bienes transables se cumple la versión relativa de la PPA, es decir,

$$(6) \quad \Delta P_T = \Delta S + \Delta P_T^*$$

En segundo lugar, se supone que tanto en el país doméstico como en el exterior la variación del índice de precios es una suma ponderada de las variaciones en los precios de los no transables y de los transables. Es decir,

$$(7) \quad \begin{aligned} \Delta P_I &= \alpha \Delta P_{NT} + (1 - \alpha) \Delta P_T \\ \Delta P_I^* &= \beta \Delta P_{NT}^* + (1 - \beta) \Delta P_T^* \end{aligned}$$

Haciendo algunas manipulaciones algebraicas,

$$(8) \quad \begin{aligned} \Delta P_I - \Delta P_I^* &= \alpha \Delta P_{NT} + (1 - \alpha) \Delta P_T \\ &\quad - \beta \Delta P_{NT}^* - (1 - \beta) \Delta P_T^* \\ \Delta P_I - \Delta P_I^* &= \alpha \Delta P_{NT} + (1 - \alpha) \Delta P_T \\ &\quad - \beta \Delta P_{NT}^* - (1 - \beta) \Delta P_T^* \\ &\quad - (\Delta P_T - \Delta S - \Delta P_T^*) \\ \Delta P_I - \Delta P_I^* &= \alpha \Delta P_{NT} - \alpha \Delta P_T - \beta \Delta P_{NT}^* \\ &\quad + \beta \Delta P_T^* + \Delta S \end{aligned}$$

En la última expresión se tiene que el diferencial de inflaciones entre dos países depende de la variación de las tasas de cambio; así como

de las respectivas variaciones de los precios de los bienes transables y no transables ponderados. Sin embargo, en economía regional, y aún más, dentro del mismo país, las ponderaciones de transables entre regiones es la misma ( $\alpha = \beta$ ), así como las de no transables ( $1 - \alpha = 1 - \beta$ ), dejando esta expresión como:

$$(9) \quad \Delta P_i - \Delta P_i^* = \alpha (\Delta P_{NT}^* - \Delta P_T^*) \\ - \alpha (\Delta P_{NT} - \Delta P_T) \\ \Delta P_i - \Delta P_i^* = \alpha (\Delta P_{NT}^* - \Delta P_{NT})$$

Esta última expresión implica dos cosas: primero, que la inclusión de bienes de naturaleza no transables puede hacer que los diferenciales de inflación no sean nulos, es decir, que la inflación no sea la misma en dos regiones diferentes, y segundo, que las desviaciones de la igualdad entre la inflación de dos regiones serán más grandes en la medida en que mayor sea la diferencia entre la variación de precios de los bienes no transables entre las ciudades.

La forma de evaluar la hipótesis de la igualdad de la inflación en diferentes espacios geográficos dentro de un país, en este caso las ciudades colombianas, se realizará aplicando pruebas de raíz unitaria al diferencial de inflación entre todos los pares de ciudades posibles y para tres grupos: total, alimentos y vivienda. Además, si existe evidencia para afirmar que dichos diferenciales son estacionarios, puede afirmarse que de hecho

existe convergencia estocástica entre dichas tasas de inflación desde la perspectiva de series de tiempo de Bernard y Durlauf (1991,1995).

De todas las razones expuestas por los economistas por las cuales la PPA muchas veces se desvía y no se cumple a escala internacional, sólo dos se mantienen al evaluar la PPA entre ciudades de un país como Colombia: los costos de transporte y la existencia de bienes no transables en los índices de precios.

Como se espera que los costos de transporte se ajusten de manera similar en todo el

país no deberían existir motivos para que ellos hagan que la hipótesis de PPA se desvíe.

El segundo motivo de desviaciones de la paridad es la existencia de bienes no transables en la canasta de bienes. Los bienes no transables son aquellos cuyos costos de transporte son tan elevados, en relación con su costo de produc-

ción, que no pueden ser intercambiados obteniéndose un beneficio. El precio de este tipo de bienes está determinado completamente por la oferta y la demanda local (ciudad). Un aumento en el precio de este tipo de bienes en una ciudad, *ceteris paribus*, haría que la igualdad de tasas de inflación entre dos ciudades se rompiera. Por esta razón, tanto en la parte descriptiva como en el análisis econométrico, se incluyó el análisis

*La inclusión de bienes de naturaleza no transables puede hacer que los diferenciales de inflación no sean nulos, es decir, que la inflación no sea la misma en dos regiones diferentes. Las desviaciones de la igualdad entre la inflación de dos regiones serán más grandes en la medida en que mayor sea la diferencia entre la variación de precios de los bienes no transables entre las ciudades.*

específico de la inflación del grupo de alimentos y del de vivienda, que en cierta medida deberían reflejar el comportamiento de los bienes transables y no transables<sup>9</sup>. Se espera, por tanto, que las tasas de inflación en alimentos estén más relacionadas entre ciudades de lo que están las tasas de inflación de vivienda. Entendiéndose como más relacionadas un mayor número de casos en que los diferenciales de inflación son estacionarios.

### A. Metodología econométrica

En una serie de artículos, Bernard y Durlauf, propusieron y aplicaron una definición de convergencia y un conjunto de pruebas estadísticas basadas en series de tiempo para contrastar dicha hipótesis de convergencia<sup>10</sup>.

La definición de convergencia propuesta por los autores se diferencia de la usada por Barro (1991) y otros autores. Estos últimos basan su análisis de convergencia en la correlación negativa (de corte transversal) entre un valor inicial y el crecimiento y/o en la reducción de la dispersión de las series bajo análisis. Los estudios de Bernard y Durlauf, en cambio, plantean el análisis de convergencia examinando directamente las propiedades estocásticas de las se-

ries bajo estudio, lo que lleva la hipótesis a un contexto dinámico.

Estos autores proponen las siguientes definiciones de convergencia entre el producto por pares de países, que fácilmente pueden aplicarse a cualquier contexto donde se esté evaluando la hipótesis de convergencia. Como se mencionó antes, las definiciones recaen en las nociones de raíces unitarias y cointegración.

Las tasas de inflación de dos ciudades,  $i$  y  $j$ , convergen si su pronóstico de largo plazo es igual para ambas en un momento determinado de tiempo  $t$ , dado un conjunto de información  $I_t$ :

$$(10) \quad \lim_{k \rightarrow \infty} E (y_{i,t+k} - y_{j,t+k} | I_t) = 0$$

Para que la tasa de inflación anual de las ciudades colombianas converja por pares, bajo el criterio anterior, dichas tasas deben estar cointegradas con vector  $[1, -1]$ . Además, si llegara a existir alguna clase de tendencia lineal, esta tendencia deberá ser la misma para la inflación de ambas ciudades<sup>11</sup>.

En los casos en que la inflación no converja entre dos ciudades existe la posibilidad de

<sup>9</sup> Esta clasificación no hace distinción de alimentos que pueden ser no transables (flexibles o cíclicos) y que, por lo tanto, no deberían incluirse entre los demás, como tampoco de bienes dentro del grupo de vivienda que podrían clasificarse como transables. En este trabajo simplemente se asume que el total de bienes del grupo de alimentos son transables y del grupo de vivienda no transables. Para una clasificación por subgrupos en bienes transables y no transables de la canasta del IPC, véase Felipe Jaramillo y Edgar Caicedo (2000). "Análisis económico del IPC", Subgerencia de Estudios Económicos, Banco de la República.

<sup>10</sup> Véase: Andrew Bernard y Steven Durlauf (1991). "Convergence in International Output", *Journal of Applied Econometrics*, No. 10, pp. 97-108; e "Interpreting Tests of the Convergence hypothesis", *NBER, Working Paper*, No. 3.717, May. Esta metodología ha sido usada por varios autores colombianos como Ramírez (1999), Jaramillo et al. (2001) y Galvis (2002).

<sup>11</sup> Se supone que las tasas de inflación (anual) son integradas de orden uno,  $I(1)$ . En la parte de resultados se demuestra que de hecho lo son.

que respondan al mismo proceso de largo plazo, por ejemplo, podrían responder a los mismos choques permanentes pero en diferente magnitud.

Las tasas de inflación de dos ciudades,  $i$  y  $j$ , poseen una tendencia común si su pronóstico de largo plazo es proporcional en un momento dado del tiempo:

$$(11) \quad \lim_{k \rightarrow \infty} E (y_{i,t+k} - \alpha y_{j,t+k} | I_t) = 0$$

Al igual que la definición anterior, las tasas de inflación de dos ciudades poseen una tendencia común si dichas tasas están cointegradas con vector  $[1, -\alpha]$ .

Específicamente, la metodología que se utiliza en el presente estudio será la siguiente: Como lo señalan Bernard y Durlauf (1991) una forma alternativa de probar que las series están cointegradas y que además lo están con vector de cointegración  $[1, -1]$  es imponer la restricción del vector realizando pruebas de raíz unitaria sobre la diferencia de las series de inflación,  $S_{ij} = \pi_i - \pi_j$ . Teniendo en cuenta esta premisa, y la sugerencia de Froot y Rogoff (1995) en el sentido de que en el análisis de PPA es preferible usar pruebas de raíz unitaria que análisis de cointegración, se emplean las pruebas de raíz unitaria que se describen a continuación.

### 1. Prueba de Dickey y Fuller Aumentada (ADF)<sup>12</sup>

Para realizar la prueba de ADF, se estiman las siguientes ecuaciones por mínimos cuadrados ordinarios:

$$\Delta S_t = \beta S_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta S_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$(12) \quad \Delta S_t = \alpha_0 + \beta S_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta S_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\Delta S_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta S_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta S_{t-j} + \varepsilon_t$$

Donde  $S_t (= \pi_{it} - \pi_{jt})$  es la serie de interés, siendo en este caso el diferencial de inflación entre dos ciudades<sup>13</sup>. El número de rezagos por incluir en la parte aumentada,  $p$ , se elige de acuerdo con el procedimiento recursivo sugerido por Campbell y Perron (1991). Se empieza con  $p = p_{max} = 36$ ; para evaluar la significancia de este último rezago se utiliza una distribución *t-student* al 10%<sup>14</sup>. Si este rezago es estadísticamente diferente de cero, se prueba si los errores,  $\varepsilon_t$ , son ruido blanco. Si ese rezago no es significativo o si los residuales no son ruido blanco, se reduce el número de rezagos en 1 y se repite el procedimiento. El algoritmo continúa hasta encontrar un rezago significativo que haga que los residuales sean ruido blanco. Este algoritmo debe hacerse para cada una de las ecuaciones porque el número de

<sup>12</sup> Véase: D. A. Dickey y W. A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, No. 74, pp. 427-431; (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, No. 49, pp. 1057-1072.

<sup>13</sup> Los subíndices denotan ciudades. Las pruebas se realizaron para 42 combinaciones, debido a que si se efectuaba para Bogotá-Cali también se hacía para Cali-Bogotá.

<sup>14</sup> Como máximo número de rezagos se utilizan 36, porque Misas et al. (2002) señalan (p. 19) que el componente autorregresivo de la inflación nacional es de dos años. Se deja un número superior al nacional porque se podría encontrar que el componente es de orden mayor para las ciudades.



rezagos no necesariamente es el mismo para cada modelo.

Entre los tres, se elige el modelo en el cual las componentes determinísticas sean significativas según valores tabulados por Dickey y Fuller. Se empieza con el modelo más general y se pasa al siguiente si las determinísticas no son significativas. Una vez se ha elegido el modelo se procede a evaluar la significancia estadística del coeficiente  $\beta$ , también con valores tabulados por Dickey y Fuller. La hipótesis nula es que este coeficiente es igual a cero, es decir, que el diferencial de inflación,  $S_t$ , posee raíz unitaria y por lo tanto no reierte a su valor medio. Los valores críticos pueden obtenerse para cualquier tamaño muestral como lo señala MacKinonn (1991).

## 2. Prueba de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS)<sup>15</sup>

A diferencia de la prueba ADF, la hipótesis nula en la prueba de KPSS es que la serie bajo estudio es integrada de orden cero, es decir, estacionaria. Se utilizan dos modelos. El primero, está dado por la expresión:

$$(13) \quad S_t = \beta t + \zeta_t + \varepsilon_t; \quad \zeta_t = \zeta_{t-1} + u_t$$

Bajo la hipótesis nula se estima

$$(14) \quad S_t = \beta t + \mu + \varepsilon_t$$

A partir del cual se calcula el estadístico de prueba  $\hat{\eta}_\tau = T^{-2} \frac{\sum D_t^2}{d^2(l)}$ . Donde

$$(15) \quad D_t = \sum_{i=1}^t \hat{\varepsilon}_i$$

$$d^2(l) = \frac{\sum_{i=1}^T \hat{\varepsilon}_i^2}{T} + \frac{2 \sum_{d=1}^l (1 - \frac{d}{l})}{T} \sum_{i=d+1}^T \hat{\varepsilon}_i \hat{\varepsilon}_{i-d}$$

Donde, a su vez, los autores sugieren utilizar para el parámetro de truncamiento,  $l$ ,

$$l_8 = \text{Ent} \left( \frac{8 \sqrt[4]{T}}{\sqrt[3]{100}} \right).$$

El segundo modelo es:

$$(16) \quad S_t = \mu + \varepsilon_t$$

Bajo la hipótesis nula, se estima

$$(17) \quad S_t = \beta t + \mu + \varepsilon_t$$

Siendo el estadístico de prueba calculado exactamente como se calculó  $\hat{\eta}_\tau$ , pero ahora llamado  $\hat{\eta}_\mu$ <sup>16</sup>. Los valores críticos se encuentran en Kwiatkowski et al. (1992).

## 3. Prueba de Elliott, Rothenberg y Stock (DF-GLS)<sup>17</sup>

Como señalan Cheung y Lai (1998) cuando se prueba la existencia de raíz unitaria en la tasa de cambio real,  $S_t$ , la potencia de la prueba

<sup>15</sup> D. Kwiatkowski, P. C. B. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin (1992). "Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, No. 54, pp. 159-178.

<sup>16</sup> Aunque la expresión es la misma para los dos estadísticos, estos difieren en su valor numérico debido a que cada estadístico depende de los residuales de su modelo correspondiente. En esta prueba los errores pueden presentar autocorrelación y/o heteroscedasticidad.

<sup>17</sup> G. Elliott, T. J. Rothenberg, y J. H. Stock (1996). "Efficient tests for an autoregressive unit", *Econometrica*, No. 64, pp. 813-836.

ba estadística es de vital importancia. Como es bien conocido, la prueba de raíz unitaria ADF tiende a no rechazar la hipótesis nula (raíz unitaria) debido a la baja potencia que presenta. Por tal motivo, sugieren utilizar la prueba de Elliott, Rothenberg y Stock (1996) denominada DF-GLS<sup>18</sup>. La prueba DF-GLS se basa en la siguiente expresión:

$$(18) \quad \Delta \tilde{S}_t = \beta \tilde{S}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta \tilde{S}_{t-j} + \varepsilon_t$$

Donde  $\varepsilon_t$  es un término de error y  $\tilde{S}_t$  es la serie de interés sin tendencia ni intercepto, prueba llamada DF-GLS<sup>r</sup>, o sin intercepto, llamada DF-GLS<sup>u</sup>. En el primer caso:

$$(19) \quad \tilde{S}_t = S_t - \hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_1 t$$

Donde los coeficientes,  $(\hat{\alpha}_0, \hat{\alpha}_1)$  se obtienen de regresar  $y_t^*$  en  $z_t^*$ , donde

$$(20) \quad y_t^* = [y_1, (1 - \rho L) y_2, \dots, (1 - \rho L) y_T] \\ z_t^* = [z_1, (1 - \rho L) z_2, \dots, (1 - \rho L) z_T]$$

y  $z_t = (1, t)'$ . Mientras  $\rho = 1 + \frac{c}{T}$ . El valor sugerido por los autores para  $c$  es -13,5 en el caso que se evidencia la tendencia lineal y -7 en el caso en que sólo está presente el intercepto. En el caso de la prueba DF-GLS<sup>u</sup> se omite del vector  $z_t$  la tendencia lineal y se cambia el valor de  $c$ <sup>19</sup>.

La hipótesis nula de esta prueba, al igual que en la prueba ADF, es la existencia de raíz uni-

taria. Nótese también que la prueba se realiza sobre el coeficiente  $\beta$  de la ecuación (18) que es la misma ecuación de la prueba ADF sin intercepto y sin tendencia lineal. Por consiguiente, la elección del número de rezagos que se incluye en la parte aumentada se hace de la misma forma descrita anteriormente.

En el presente artículo se utiliza esta prueba para los casos en que la ADF no es capaz de rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria y para aquellos en los que ADF y KPSS se contradicen en sus resultados. Se puede hacer esto debido a que la prueba ADF es de máxima potencia bajo la hipótesis alterna.

## II. INFLACIÓN EN LAS PRINCIPALES CIUDADES

El estudio de la integración de los mercados urbanos, mediante la hipótesis de la versión relativa de la PPA, se elaboró con base en información de las siete principales áreas metropolitanas (Barranquilla, Bogotá, Bucaramanga, Cali, Manizales, Medellín y Pasto) para las cuales existe el IPC, de periodicidad mensual desde enero de 1979. El análisis abarca el período de 1980 a 2001 desde enero hasta diciembre de cada año. A partir del mes de diciembre de 1988, el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) amplió el cubrimiento del IPC a seis ciudades más (Cartagena, Cúcuta, Pereira, Montería, Neiva y Villavicencio) com-

<sup>18</sup> Yin-Wong Cheung y Kon S. Lai (1998). "Parity Reversion in Real Exchange Rates during the post-Bretton Woods Period", *Journal of International Economics*, No. 34, pp. 181-192.

<sup>19</sup> Los valores críticos se encuentran tabulados en el Elliott et al. (1996), pero también se pueden consultar en Maddala y Kim (1998).

pletando un total de trece ciudades incluidas en su investigación; sin embargo, estas últimas ciudades no se incluyen en el presente estudio.

De la base de datos del DANE, disponible a través de la página de la institución en Internet, se obtuvo el IPC total y por grupos para cada una de las siete ciudades analizadas<sup>20</sup>. Con estos se calcularon los indicadores que se presentan y evalúan a continuación. Ellos son: una medida de inflación general calculada con el IPC total, una aproximación a la inflación de los bienes transables representada por la variación porcentual de los precios del grupo de alimentos, y una aproximación a la de los bienes no transables mediante el grupo de vivienda.

### A. Inflación total

La inflación anual, en cada mes, fue calculada para el período enero de 1980 a diciembre de 2001, como:

$$(21) \pi_{i,t} = \frac{IPC_{i,t} - IPC_{i-1,t}}{IPC_{i-1,t}}; \\ i = \{Barranquilla, \dots, Pasto\}$$

Esta medida de inflación indica el cambio porcentual promedio de los precios (IPC) entre un mes cualquiera de referencia y el mismo mes del año inmediatamente anterior. Los resultados de los cálculos se muestran en el Gráfico 1. En términos generales, los

gráficos muestran patrones muy similares: dos caídas profundas en los años 80, 1984 y 1986, su máximo a principios de la década de los 90 y una fuerte caída a finales de 1998 y principios de 1999. En algunas ciudades los descensos fueron más profundos que en otras. Por ejemplo, la caída de la inflación en Barranquilla se dio con mayor intensidad en 1984 que en 1986, a diferencia de lo que sucedió en el resto de ciudades e inclusive a nivel nacional.

A primera vista, el Gráfico 1 no revela ninguna diferencia sustancial entre las tasas de inflación de las ciudades; sin embargo, una evaluación minuciosa de las cifras señala algunas diferencias que es importante destacar. Por ejemplo, la mayor volatilidad de la tasa de inflación de Pasto es atípica en relación con el resto de ciudades. De hecho, si las inflaciones anuales se ponen en un mismo gráfico sobresale la variabilidad de la tasa de inflación anual de Pasto con relación a los demás centros urbanos. Unas veces por debajo (1990 a 1993) y otras por encima (1996 a 1991) (Anexo 1).

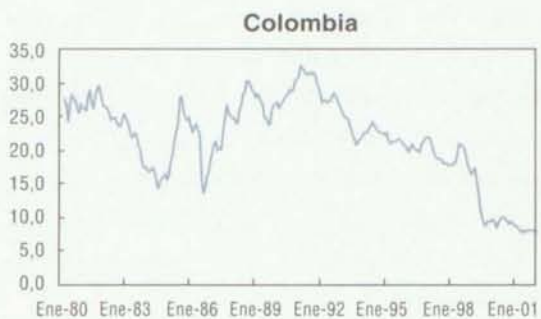
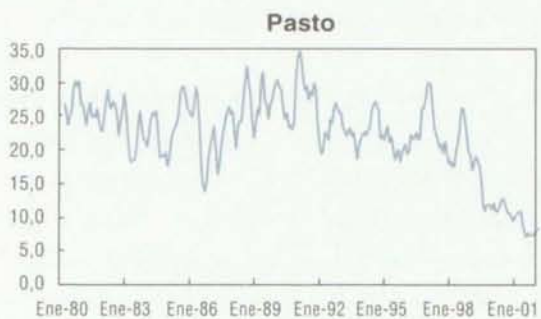
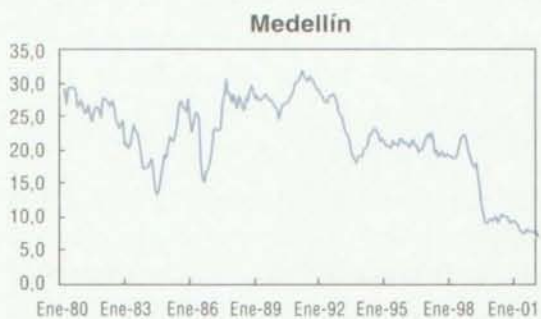
Una primera aproximación al grado de asociación de las variables (tasas de inflación) está dada por el coeficiente de correlación entre pares de dichas variables que se exponen en el Cuadro 1<sup>21</sup>.

En general, las correlaciones que muestra el Cuadro 1 son bastante elevadas, y reflejan lo

<sup>20</sup> Base diciembre de 1998 igual a 100. (www.dane.gov.co). Los grupos del IPC han cambiado en algunos años; sin embargo, se tiene información completa para el índice total, el grupo de alimentos, el de vestido y vivienda desde enero de 1979.

<sup>21</sup> El coeficiente de correlación mide el grado de asociación lineal entre dos variables. Se calcula a partir de la siguiente expresión,  $r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}}$ . Un coeficiente de correlación igual a la unidad refleja una asociación lineal perfecta. Se debe ser cuidadoso cuando se interpreta este coeficiente entre series no estacionarias.

**Gráfico 1**  
**Inflación anual por ciudades**  
**En cada mes entre enero de 1980 y diciembre de 2001**  
 (Porcentaje)



Fuente: Cálculos del autor con base en el IPC, Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE)

Cuadro 1  
Correlaciones entre tasas de inflación

	B/quilla	Bogotá	B/manga	Cali	Manizales	Medellín	Pasto
<b>Bogotá</b>	0,9317						
<b>Bucaramanga</b>	0,9601	0,9542					
<b>Cali</b>	0,9027	0,9263	0,8941				
<b>Manizales</b>	0,9411	0,9405	0,9453	0,9223			
<b>Medellín</b>	0,9399	0,9313	0,9472	0,9032	0,9489		
<b>Pasto</b>	0,7909	0,8644	0,8315	0,8278	0,8221	0,8705	
<b>Colombia</b>	0,9585	0,9874	0,9695	0,9510	0,9651	0,9689	0,8746

Fuente: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades, DANE.

que en el Gráfico 1 se intuía: que las tasas de inflación se comportan de manera similar en las diferentes ciudades del país. Vale la pena resaltar que Pasto es la ciudad que muestra la correlación más baja con cada una de las demás ciudades; en especial con Barranquilla (0,79) que es precisamente la ciudad más alejada.

El Cuadro 2 presenta algunas de las características básicas de la tasa de inflación anual en el período analizado. Entre ellas se destaca la ciudad de Pasto como la de más alta inflación promedio (22,2%)<sup>22</sup>, como la de máxima inflación (34,5% en noviembre de 1990), y como la de mínima (7,0% en mayo de 2001). Es bastante curioso como la tasa de una sola ciudad varía de tal forma que pasa de la más alta a la más baja inflación en sólo 11 años. Esta gran variabilidad podría deberse, en gran medida, a la influencia que tiene el componente alimentario en el IPC total, lo que hace que los cambios bruscos de dicho componente se vean reflejados en la variabilidad de la inflación total de la ciudad.

También sobresale, en el Cuadro 2, que el tiempo en que se da la máxima inflación para cada ciudad no sobrepasa los dos años; alcanzando su máximo Bogotá en julio de 1988 y Barranquilla en julio de 1991. Claro está que si se excluye a Bogotá ese intervalo temporal de dos años se reduce a ocho meses. Es decir, la inflación anual en cada mes alcanzó su máximo en cada ciudad entre noviembre de 1990 y julio de 1991, precisamente por el tiempo en que la nueva Constitución ordenaba al Banco de la República velar por la estabilidad de precios.

De igual forma que la inflación máxima para cada ciudad alcanza su máximo en un período de tiempo relativamente corto, la inflación mínima para cada ciudad (en el período de análisis) toma sólo un año y medio; siendo Bucaramanga la primera ciudad en alcanzar su mínima inflación histórica en junio de 1999, y Medellín, Manizales y Bogotá en diciembre de 2001, las últimas. Nótese que la inflación mínima se presenta al final del período, lo cual no quiere decir que la infla-

<sup>22</sup> Sin embargo, se debe ser cuidadoso al interpretar estas cifras debido a que la serie a la cual se le toma el promedio presenta cambios bruscos durante el período analizado.

**Cuadro 2**  
**Características de las tasas de inflación entre enero de 1980 y diciembre de 2001**  
 (Porcentaje)

Inflación	B/quilla	Bogotá	B/manga	Cali	Manizales	Medellín	Pasto	Colombia
Media	21,0	22,0	21,6	21,1	21,3	21,7	22,2	21,5
Máxima	31,6	33,7	33,2	30,6	34,2	31,7	34,5	32,4
Mínima	7,9	7,1	7,4	7,2	7,2	7,1	7,0	7,6
Fecha máxima	Jul-91	Jul-88	Ene-91	Dic-90	Jun-91	Ene-91	Nov-90	Dic-90
Fecha mínima	Ene-01	Dic-01	Jun-99	Sep-99	Dic-01	Dic-01	May-01	Dic-01

Fuente: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades, DANE.

ción posterior al período analizado no pueda continuar su tendencia decreciente, más aún si se tiene en cuenta que la meta de inflación nacional para el año 2002 es del 6%.

Esta tendencia de la tasa de inflación anual de las ciudades a llegar a sus valores históricos (mínimo y máximo) hacia las mismas fechas induce a pensar, nuevamente, que las tasas de inflación anual se comportan de manera similar para todas las ciudades.

Pero, ¿qué diferencias existieron en la inflación entre la década de los 80 y la de los 90? ¿Y de éstas con los años 2000 y 2001?

*La tendencia de la tasa de inflación anual de las ciudades a llegar a sus valores históricos (mínimo y máximo) hacia las mismas fechas, induce a pensar que las tasas de inflación anual se comportan de manera similar para todas las ciudades.*

El Gráfico 2 muestra los promedios quinquenales de la tasa de inflación por ciudad. El comportamiento de dichas tasas es muy pare-

cido a la tasa nacional para el período analizado. Los primeros cinco años de la década de los 80 se caracterizaron por una inflación promedio para las ciudades de 22,8%; siendo la menor tasa 21,4% (Barranquilla) y la mayor 24,0% (Pasto). Luego, entre 1985 y 1989, el promedio ascendió a 24,0%. En este quinquenio la tasa más alta la presentó la ciudad de Medellín (25,2%) y la más baja, nuevamente,

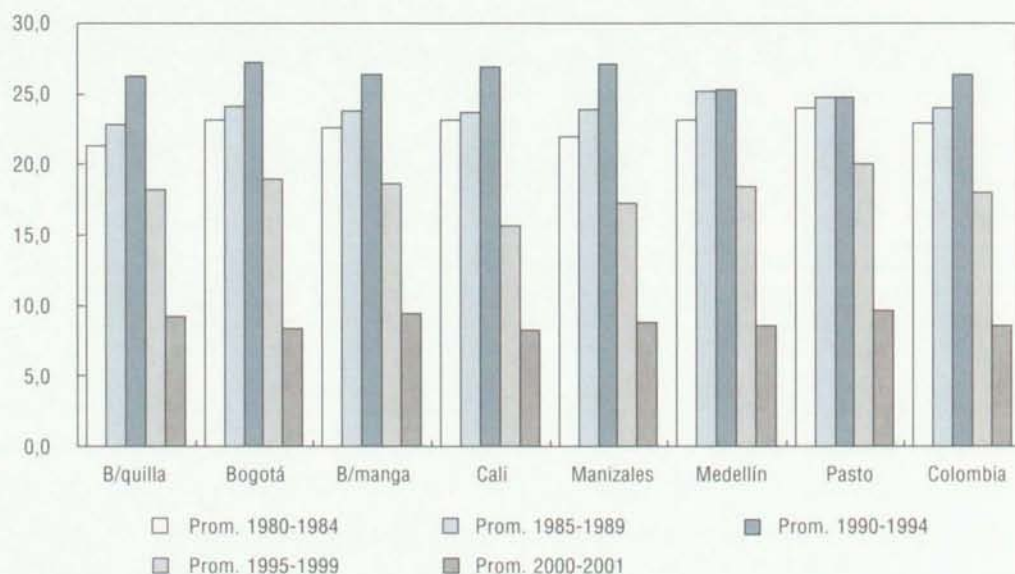
la ciudad de Barranquilla (22,9%). En el inicio de la década de los 90, la situación no mejoró y la tasa de inflación promedio se ubicó en 26,3%, por encima de los dos quinquenios de los años 80<sup>23</sup>. En los cinco años finales de los 90 la infla-

ción por fin cedió, ubicándose en promedio en 18,2%, levemente por encima de la inflación nacional que descendió a 18%<sup>24</sup>. En es-

<sup>23</sup> Cabe recordar que la tasa de inflación más alta para cada ciudad se ubicó entre julio de 1988 y junio de 1991. También conviene tener en cuenta que a partir de esos puntos máximos la tasa de inflación para todas las ciudades sin excepción empezó a descender, perdiendo a su vez la mayor volatilidad que presentaba en los años 80.

<sup>24</sup> La inflación de Colombia para este período ya incluía 13 ciudades colombianas; no obstante, en este trabajo se hace el análisis sólo para las siete ciudades que se venían trabajando, a fin de mantener consistencia en el número de ciudades para los 22 años.

Gráfico 2  
**Promedios quinquenales de tasas de inflación por ciudades**  
 (Porcentaje)



Fuente: Cálculos del autor con base en el IPC mensual por ciudades, DANE.

tos cinco años la mínima inflación la presentó la ciudad de Cali (15,6%) y la máxima Pasto (20,1%).

Para los años 2000 y 2001 la tasa de inflación de las ciudades colombianas bajó abruptamente, en parte, por la aguda recesión que afectó al país entre 1998 y 1999. En promedio la tasa de inflación anual se redujo de 18,2% (1995 a 1999) a 8,9% (2000 a 2001).

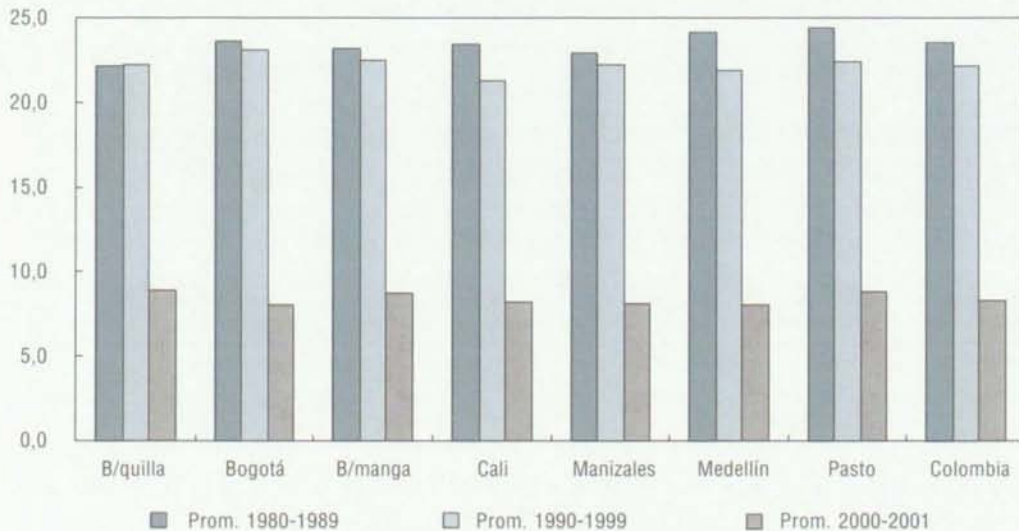
El panorama anterior ilustraba la situación vista desde una perspectiva de mediano plazo.

Pero, ¿cómo se comportó la inflación de los años 90 en comparación con la de los 80? El Gráfico 3 tiene la respuesta.

En el Gráfico 3 se puede ver que la inflación, por ciudades, fue ligeramente más alta en los años 80 que en los 90. De hecho, la tasa promedio para la década de los 80 fue 23,4%, siendo Barranquilla la ciudad con la más baja inflación (22,1%) y Pasto con la más alta (24,4%); mientras, para los 90 esta tasa se ubicó en (22,2%), convirtiéndose Bogotá en la ciudad con más alta inflación de la década (23,1%).

*La inflación por ciudades, fue ligeramente más alta en los años 80 que en los 90. De hecho, la tasa promedio para la década de los 80 fue 23,4%. En los años 2000 y 2001 se presentó un descenso importante en la tasa de inflación, ubicándose en promedio en 8,4%.*

Gráfico 3  
**Promedios decenales de las tasas de inflación por ciudades**  
 (Porcentaje)



Fuente: Cálculos del autor con base en el IPC mensual por ciudades, DANE.

Al igual que en el gráfico anterior, en el Gráfico 3 también sobresale la gran caída de la tasa de inflación para cada ciudad en los años 2000 y 2001, ubicándose en promedio en 8,4%. En estos dos años, la tasa más alta la exhibió Barranquilla (8,9%) y la más baja Medellín (8,0%). Nótese cómo la tasa de Barranquilla pasa de ser la más baja en la década de los 80 a ser la más alta en estos dos últimos años.

Para finalizar esta parte dedicada a la inflación (total) de las ciudades, se presentan dichas tasas y las metas anuales de inflación fijadas por el Banco de la República en los años 90. Este ejercicio reviste gran impor-

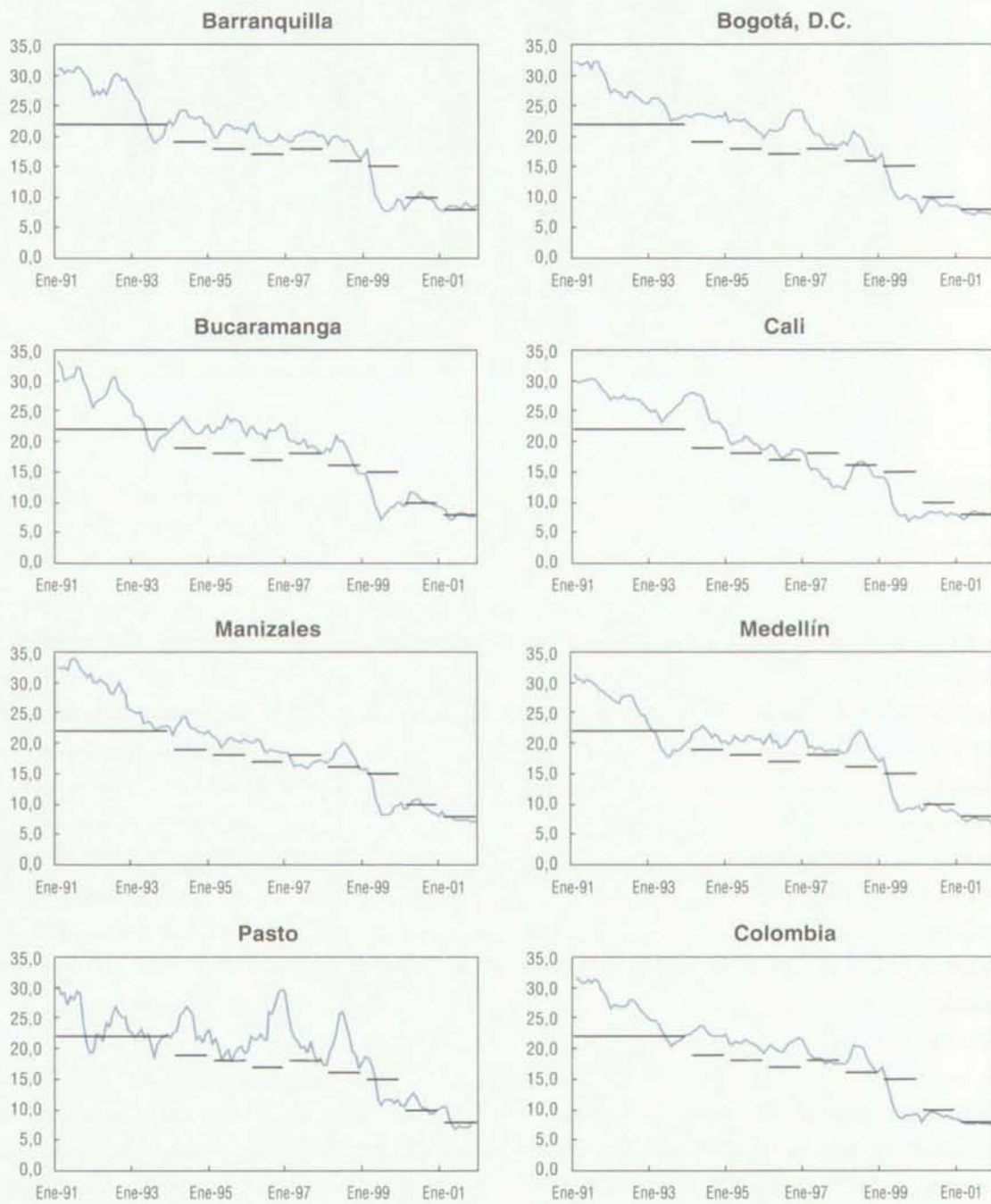
*En la medida en que cada ciudad cumpla la meta, la inflación nacional también cumplirá la meta para el año establecido.*

tancia para análisis futuros debido a que en la medida en que cada ciudad cumpla la meta, la inflación nacional también cumplirá la meta para el año establecido. El Gráfico 4 expone la inflación anual mes a mes por ciudades y las metas nacionales de inflación desde 1991. El Cuadro 3 registra el cumplimiento de la meta de inflación por ciudades en diciembre de cada año.

Del Cuadro 3 es importante destacar que en los primeros seis años del establecimiento de la meta de inflación por parte del banco central (1991 a 1996) la meta nunca se cumplió, ni para la inflación nacional ni tampoco para la inflación de las ciudades independiente-



**Gráfico 4**  
**Inflación anual por ciudades y metas de inflación**  
**Enero de 1991 a diciembre de 2001**  
 (Porcentaje)



Fuente: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades, DANE y Banco de la República.

mente (cuatro excepciones son Pasto en 1991 y Bucaramanga, Medellín y nuevamente Pasto en 1993). A este respecto, Corbo (2000), citado por Kalmanovitz (2001), señala que el país (Colombia) no ha podido perseguir el objetivo de inflación con suficiente fuerza debido a problemas de dominación fiscal y a la simultánea búsqueda de un objetivo de tasa de cambio real. El programa ha carecido por lo tanto de credibilidad plena, y no es de sorprender que el comportamiento de la inflación haya sido deficiente. Fue sólo después que Colombia abandonó su banda cambiaria y adoptó la flotación que el banco central pudo focalizar su atención en la reducción de la inflación.

Desde 1997 esta situación cambió y la meta empezó a cumplirse a nivel nacional, cumpliéndose

dose de paso, en algunas de las ciudades que se incluyen en este análisis. Por ejemplo, en 2001, la inflación nacional llegó a 7,6%, pero sólo Bogotá, Manizales y Medellín presentaron tasas de inflación por debajo de la meta. En contraste la ciudad de Barranquilla evidenció la tasa más alta, 9,2%, 1,2 puntos porcentuales por encima de la meta. Tampoco cumplieron la meta de inflación de 2001 las ciudades de Bucaramanga, Cali y Pasto<sup>25</sup>.

Como se mencionó en la sección 2, la presencia de bienes no transables en el IPC podría causar que la versión relativa de la PPA no se cumpla, es decir, que en el contexto de este trabajo la inflación de una ciudad difiera de la de otra. Con el fin de observar qué pasa a este respecto, en las secciones siguientes se anali-

Cuadro 3  
Inflación anual por ciudades y metas de inflación (\*)  
(Porcentaje a diciembre de cada año)

Año	Meta	B/quilla	Bogotá	B/manga	Cali	Manizales	Medellín	Pasto	Colombia
1991	22,0	<b>26,8</b>	27,2	25,7	27,0	<b>30,3</b>	27,8	19,6	<b>26,8</b>
1992	22,0	27,5	25,5	26,6	25,4	25,6	23,5	22,9	25,1
1993	22,0	<b>22,8</b>	23,5	22,0	<b>28,0</b>	22,9	20,4	22,0	<b>22,6</b>
1994	19,0	22,3	24,1	22,9	21,9	22,3	20,7	23,5	22,6
1995	18,0	20,9	19,8	21,3	18,9	20,6	20,2	19,7	19,5
1996	17,0	19,7	24,3	22,6	18,6	18,6	22,4	29,5	21,6
1997	18,0	20,0	18,9	18,4	12,8	17,2	18,6	17,6	17,7
1998	16,0	<b>17,0</b>	16,9	15,0	14,4	15,7	17,2	18,0	<b>16,7</b>
1999	15,0	9,7	9,2	10,1	7,5	10,3	10,0	10,9	9,2
2000	10,0	8,1	8,9	9,6	8,1	8,3	8,7	10,5	8,7
2001	8,0	<b>9,2</b>	7,1	<b>8,4</b>	<b>8,2</b>	7,2	7,1	<b>8,1</b>	7,6

(\*) Las posiciones en negrilla denotan el no-cumplimiento de la meta de inflación.

Fuente: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades. DANE y Banco de la República.

<sup>25</sup> En la actualidad las ponderaciones del IPC para las 13 ciudades son las siguientes: Bogotá (0,47660), Medellín (0,13270), Cali (0,12388), Barranquilla (0,07308), Bucaramanga (0,04156), Cartagena (0,0350), Cúcuta (0,02615), Pereira (0,02483), Manizales (0,01773), Neiva (0,01308), Villavicencio (0,01255), Pasto (0,01253) y Montería (0,01171). Con estas ponderaciones la inflación de Colombia tiende a ser jalonada por la inflación de la ciudad de Bogotá, situación que se puede apreciar en los gráficos y en la más alta correlación de los Cuadros 1, 4 y 6.

---

---

za la inflación de los grupos de alimentos y vivienda. Es de esperar que la inflación del componente de alimentos se asemeje mucho más entre las ciudades de lo que lo hace la inflación en el componente de vivienda, ya que la inflación de los bienes de algunos de los subgrupos que integran este último debería estar determinada sólo por presiones de demanda local.

## **B. Inflación en alimentos**

Al igual que la inflación total, la inflación en alimentos se toma de forma anual, mes por mes. El Gráfico 5, muestra el comportamiento de dicha tasa junto con la total para cada ciudad y para Colombia.

En términos generales, los gráficos muestran que la variabilidad de la tasa de inflación de alimentos es ligeramente mayor que la de la total. Es decir, esta variabilidad de la inflación de alimentos se pasa a la total pero en una menor proporción. Sin embargo, la tasa de alimentos jalona el comportamiento de la inflación total hacia donde esta primera se mueva, claro que no en la misma proporción, debido a que en el índice de precios total se consideran también otros grupos de bienes y servicios.

Una excepción al jalonamiento que hace la tasa de alimentos de la total es la que se presenta para la ciudad de Cali en el período comprendido entre 1993 y 1994. En este único caso, la inflación de los alimentos, que, dicho sea de paso posee la más alta ponderación en el índice total del IPC (en la actualidad 29,51%), cae abruptamente pero sin tener efectos sobre la inflación total que por

el contrario, exhibió una tendencia creciente durante parte de esos años. Como se observa en el gráfico presentado en el Anexo 2, dicha subida de la inflación total se explica por la subida descontrolada de los precios en el grupo de vivienda en la ciudad de Cali. La inflación del rubro de vivienda, que en el índice de precios tiene la segunda ponderación más alta después del de alimentos, alcanzó un valor de casi 48% a finales de 1993 cuando la tasa de inflación de los alimentos descendía por la misma época a casi el 10%.

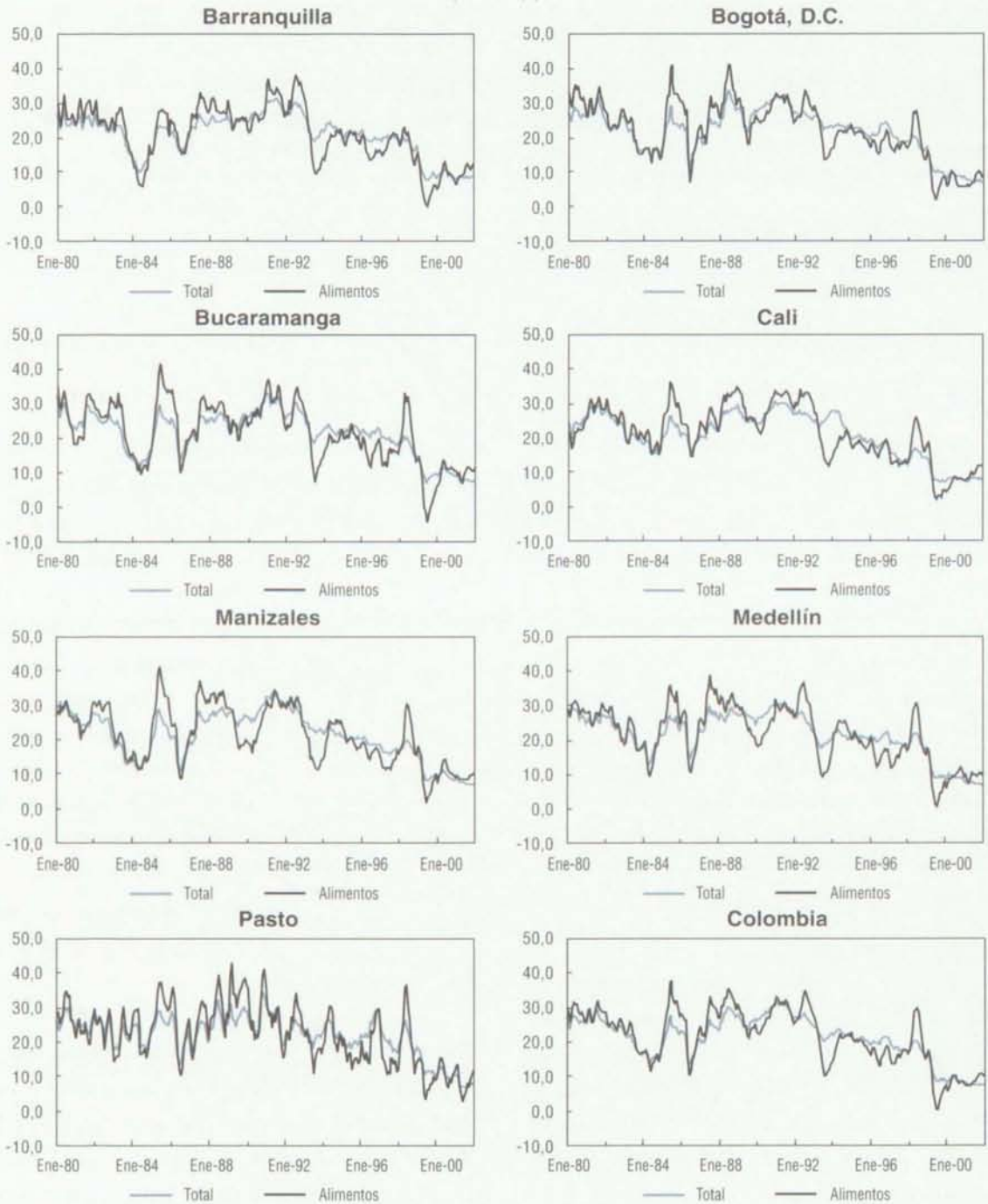
El gráfico del Anexo 3 muestra la inflación anual en el grupo de alimentos para las siete ciudades en un solo esquema, permitiendo afirmar que sus diferencias son bastante pequeñas y que al igual que con la inflación total, la variabilidad de la inflación de la ciudad de Pasto sobresale entre las demás.

Otra particularidad del Gráfico 5 se presenta en la caída que experimentó la inflación de alimentos entre 1998 y 1999. En 1999, en parte por la caída en el consumo de los hogares, aún de productos básicos, los precios de los alimentos incluidos en la canasta del IPC prácticamente no variaron (0,8% en promedio para las siete ciudades) y en el caso de la ciudad de Bucaramanga se presentó una deflación anual de 4,6% en junio de 1999.

El Cuadro 4 señala la correlación entre la inflación de los alimentos por pares de ciudades. Al igual que en el caso de las tasas totales, todas las correlaciones son altas. Entre ellas la más baja correlación, nuevamente, la exhibe la ciudad de Pasto con las demás ciudades del país. Las diferencias entre las correlacio-

Gráfico 5  
**Inflación anual total y de alimentos**  
**Enero de 1980 a diciembre de 2001**

(Porcentaje)



Fuente: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades y grandes grupos, DANE.

Cuadro 4  
Correlaciones entre tasas de inflación de alimentos

	B/quilla	Bogotá	B/manga	Cali	Manizales	Medellín	Pasto
Bogotá	0,8757						
Bucaramanga	0,8953	0,9123					
Cali	0,8711	0,8902	0,8444				
Manizales	0,8483	0,8978	0,8885	0,8750			
Medellín	0,8982	0,8971	0,8884	0,8898	0,9485		
Pasto	0,6580	0,7872	0,7411	0,7806	0,7398	0,7521	
Colombia	0,9273	0,9746	0,9431	0,9353	0,9408	0,9592	0,7975

Fuente: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades, DANE.

nes presentadas en el Cuadro 1 y las del Cuadro 4 son menores que 0,10, con excepción de las correlaciones de Pasto con Barranquilla (0,13) y Medellín (0,11).

La disminución en la oferta de alimentos provocada por fenómenos climáticos como sequías u otras condiciones extremas, pueden producir aumentos en los precios que se reflejan en la inflación de los alimentos y por consiguiente en la inflación total.

El efecto que han tenido las sequías sobre la inflación en Colombia fue evaluado por Avella (2001). En su documento el autor sugiere que cambios bruscos en el clima, como el fenómeno de “El Niño” y algunas sequías fuertes de principios de año, tienen una incidencia no despreciable en la inflación; lo cual se corrobora con el hecho de que la pon-

deración que se le da hoy al componente alimenticio en el IPC es de 29,5%<sup>26</sup>.

A nivel urbano en Colombia el efecto es el mismo que para el nacional. En las fechas en que el fenómeno de “El Niño” se presentó (1982-1983, 1986-1987, 1991-1992, 1994-1995, 1997-1998 y

*La disminución en la oferta de alimentos provocada por fenómenos climáticos como sequías u otras condiciones extremas, pueden producir aumentos en los precios que se reflejan en la inflación de los alimentos y por consiguiente en la inflación total.*

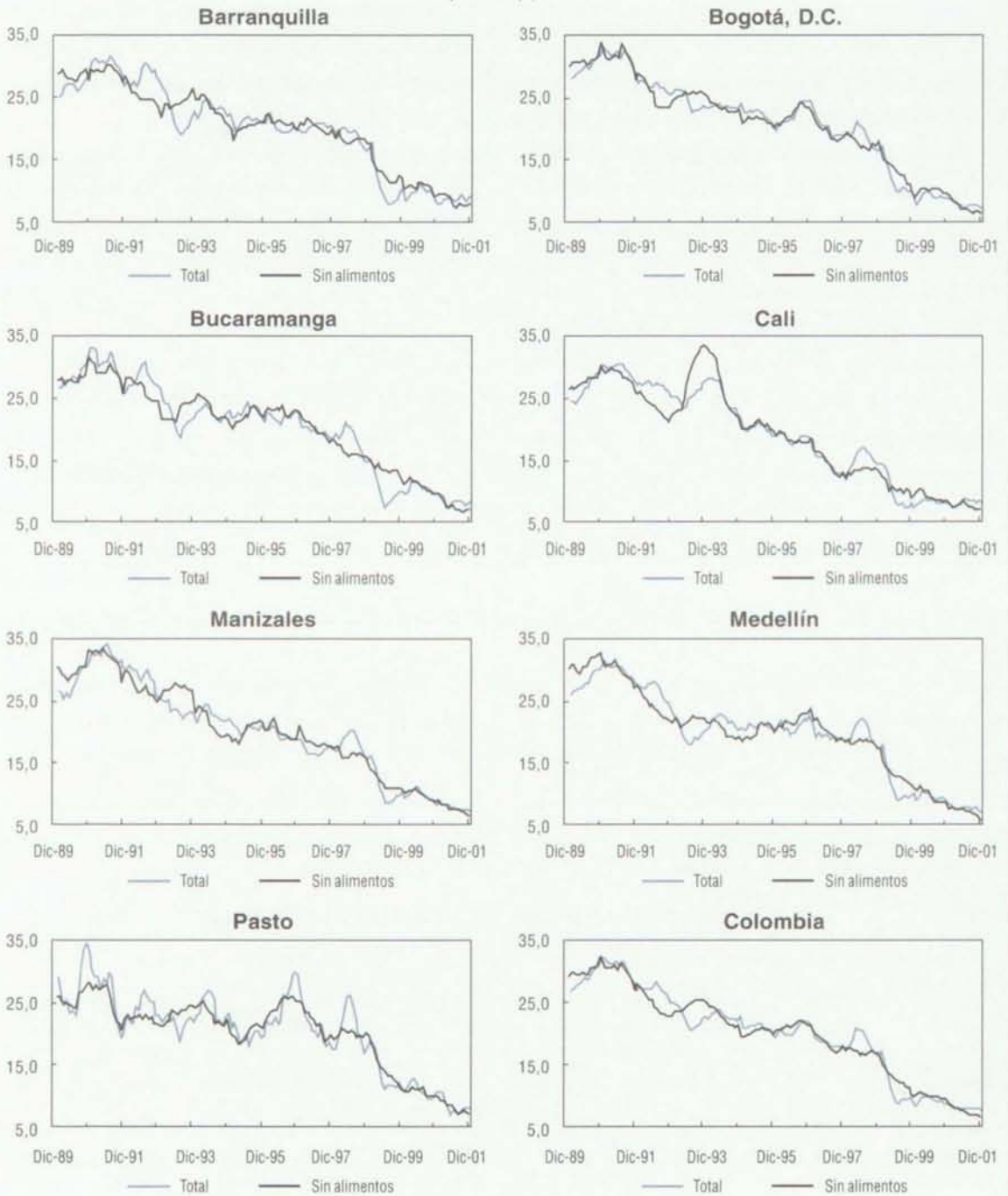
sequías a principios de 1985 y 1988) la tasa de inflación del grupo de alimentos aumentó para todas las ciudades, como lo muestra el Gráfico 5, jalonando la inflación total en cada ciudad. Esta situación lleva a pensar que dichas situaciones de oferta afectan por igual a todas las ciudades del país.

deración que se le da hoy al componente alimenticio en el IPC es de 29,5%<sup>26</sup>.

Con el fin de percibir el grado de incidencia que tiene la inflación de los alimentos en el total de la tasa, se muestra en el Gráfico 6 la tasa de inflación con y sin alimentos. La tasa de inflación sin alimentos, hace a un lado el

<sup>26</sup> Corresponde a la ponderación más baja que se le ha asignado al grupo de alimentos desde que se elabora el IPC.

Gráfico 6  
**Inflación anual total y sin alimentos**  
**Enero de 1990 a diciembre de 2001**  
 (Porcentaje)



Fuente: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades y grandes grupos. DANE.

efecto de los choques de oferta de corto plazo y deja la inflación de mediano y largo plazo. Dicha tasa es conocida como una medida de inflación básica.

Como se observa, estas dos medidas de inflación se han comportado con gran similitud desde principios de la década de los 90, sin embargo, según sea la ciudad que se mire, se identifican algunas divergencias temporales en el comportamiento, por ejemplo, Barranquilla (1992 y 1993), Bucaramanga (1999), Cali (1993 y 1994), Manizales (1993 y 1998), Medellín (1998) y Pasto (1990, 1992, 1993, 1996 y 1998). Estas desviaciones de tipo local sumadas a las de otras ciudades, no necesariamente tan profundas, generan desviaciones perceptibles a simple vista entre la inflación básica nacional y la inflación total nacional en los años 1992, 1993, 1998 y 1999.

Estas diferencias a escala local que surgen entre los dos indicadores de inflación reflejan los procesos inflacionarios independientes que se presentan en períodos cortos de

tiempo en la inflación de las ciudades; ya que dichos eventos se registran en períodos diferentes en el tiempo para cada ciudad.

Para finalizar esta sección, en el Cuadro 5 se muestran algunas características básicas de la inflación de alimentos por ciudades.

De este cuadro se destaca que la inflación para las ciudades alcanza su punto máximo alrededor de los años de 1985 y 1989, situación diferente a la que acontecía con la inflación total que alcanzaba su máximo en los primeros años de la década de los 90. También resalta cómo la inflación mínima para varias ciudades está muy cercana a ser nula y para una ciudad es negativa (Bucaramanga), situación que lleva a que la tasa nacional sea de 0,3% en junio de 1999. A diferencia de lo que acontecía con la inflación total, los puntos máximos y mínimos de la inflación de alimentos para todas las ciudades se dieron en períodos más espaciados de tiempo: para la máxima fue cinco años (afectada por el valor máximo de Barranquilla que se presentó en 1992) y la mínima alrededor de dos años.

Cuadro 5  
Características de las tasas de inflación de alimentos  
entre enero de 1980 y diciembre de 2001  
(Porcentaje)

Inflación	B/quilla	Bogotá	B/manga	Cali	Manizales	Medellín	Pasto	Colombia
Media	21,1	22,1	21,4	21,4	21,5	21,7	22,2	21,6
Máxima	38,0	41,2	41,6	36,6	41,1	39,1	42,8	37,8
Mínima	0,1	1,6	(4,6)	2,2	1,7	0,7	2,7	0,3
Fecha máxima	Jul-92	Jun-85	Jun-85	May-85	Jun-85	Jul-87	Mar-89	Jun-85
Fecha mínima	Jul-99	Jun-99	Jun-99	Jul-99	Jun-99	Jul-99	May-01	Jun-99

Fuente: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades, DANE.

### C. Inflación en grupo vivienda

El componente de vivienda del IPC se analiza debido al gran peso que tiene en el índice, que en la actualidad es de 29,41%. Además, en el presente estudio sirve para dar una idea de lo que pasa con la variación de los precios de los bienes no transables a lo largo del país. En el Anexo 4 se muestra el gráfico de la inflación de este grupo en las siete ciudades simultáneamente. En ella se ve cómo, a diferencia de lo que pasa con la inflación total y de alimentos (anexos 1 y 3), las tasas para algunas ciudades se desvían de la tendencia de las demás en ciertos períodos. Sobresale el caso de Cali, Manizales, Medellín y Pasto en diferentes períodos de tiempo.

En el Cuadro 6 se presentan las correlaciones entre las tasas de inflación en el componente de vivienda. En éste se puede observar cómo el grado de asociación es menor entre las tasas de inflación de vivienda que aquel que mostraban las tasas de inflación totales y aun las de alimentos (cuadros 1 y 4), sugiriendo la existencia de comportamientos

menos relacionados de la inflación del grupo de vivienda entre ciudades.

Nuevamente, las correlaciones más bajas las presenta la ciudad de Pasto, siendo la más baja con la ciudad de Manizales (60,15%) y la más alta con la capital del país, 79,79%.

El Gráfico 7 muestra la inflación del grupo de vivienda junto con la inflación total. Se advierte cómo la inflación de vivienda se comporta más suavemente de lo que lo hace la inflación total para el período y para todas las ciudades, además, que no exhibe los cambios bruscos que presenta la tasa total o la inflación de alimentos (Gráfico 8). Una excepción, a la que ya se había hecho alusión, es la ciudad de Cali en el período 1993-1994. En el gráfico se puede ver cómo la inflación del grupo de vivienda alcanza su nivel más alto (47%) en diciembre de 1993, mientras en la misma época la inflación de alimentos se empezaba a recuperar de una caída de casi 16% entre enero y octubre del mismo año<sup>27</sup> (Gráfico 8).

Cuadro 6  
Correlación entre tasas de inflación, grupo vivienda

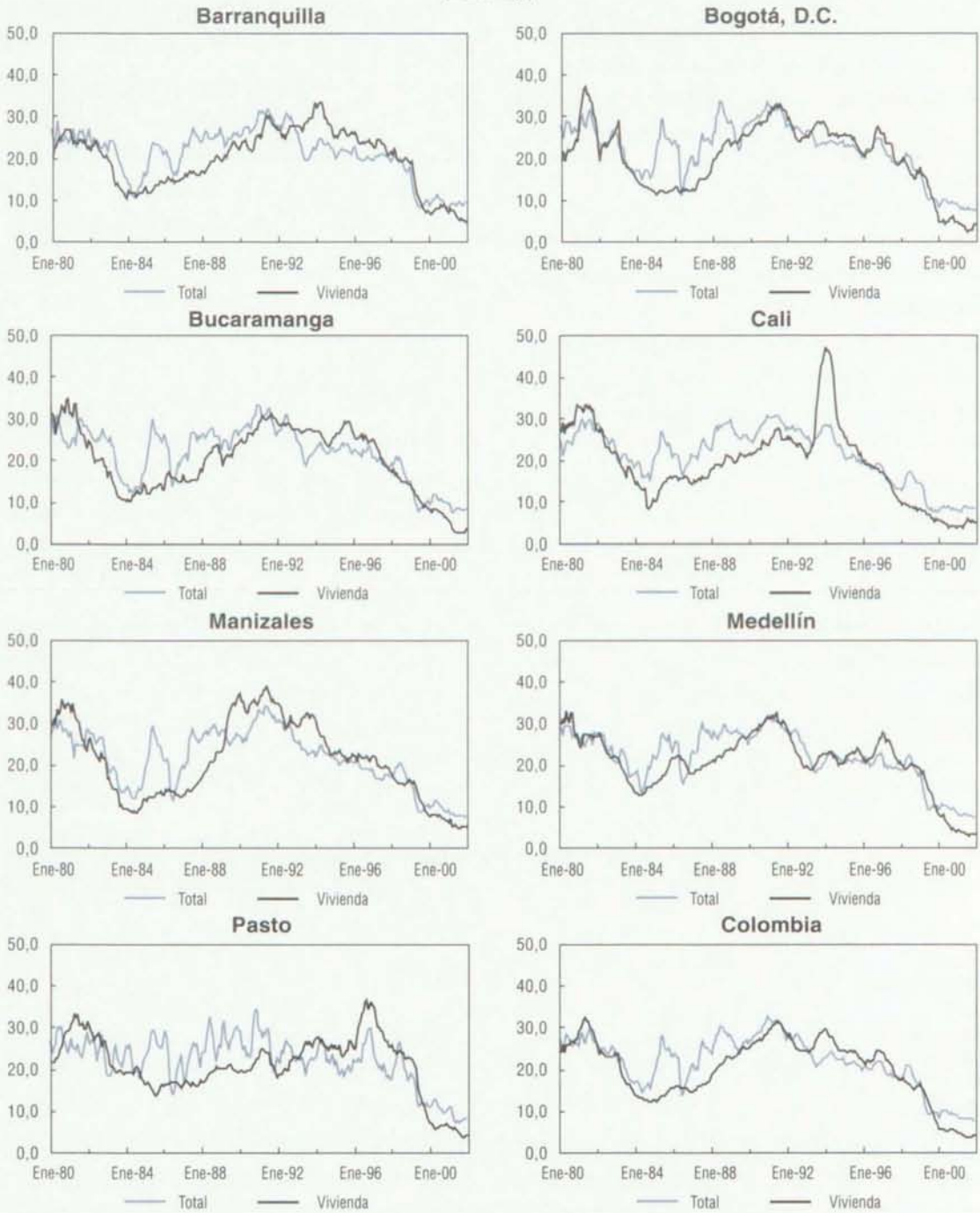
	B/quilla	Bogotá	B/manga	Cali	Manizales	Medellín	Pasto
Bogotá	0,8887						
Bucaramanga	0,9209	0,9007					
Cali	0,8292	0,8069	0,8195				
Manizales	0,8682	0,8873	0,9167	0,7819			
Medellín	0,8029	0,8538	0,8728	0,7031	0,8551		
Pasto	0,7878	0,7979	0,7493	0,6385	0,6015	0,7349	
Colombia	0,9262	0,9770	0,9488	0,8741	0,9271	0,9100	0,7899

Fuente: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades; DANE.

<sup>27</sup> En enero de 1993 la inflación de alimentos en la ciudad de Cali era de 27,17% mientras en octubre era de 11,79%. En diciembre del mismo año fue de 14,07%.



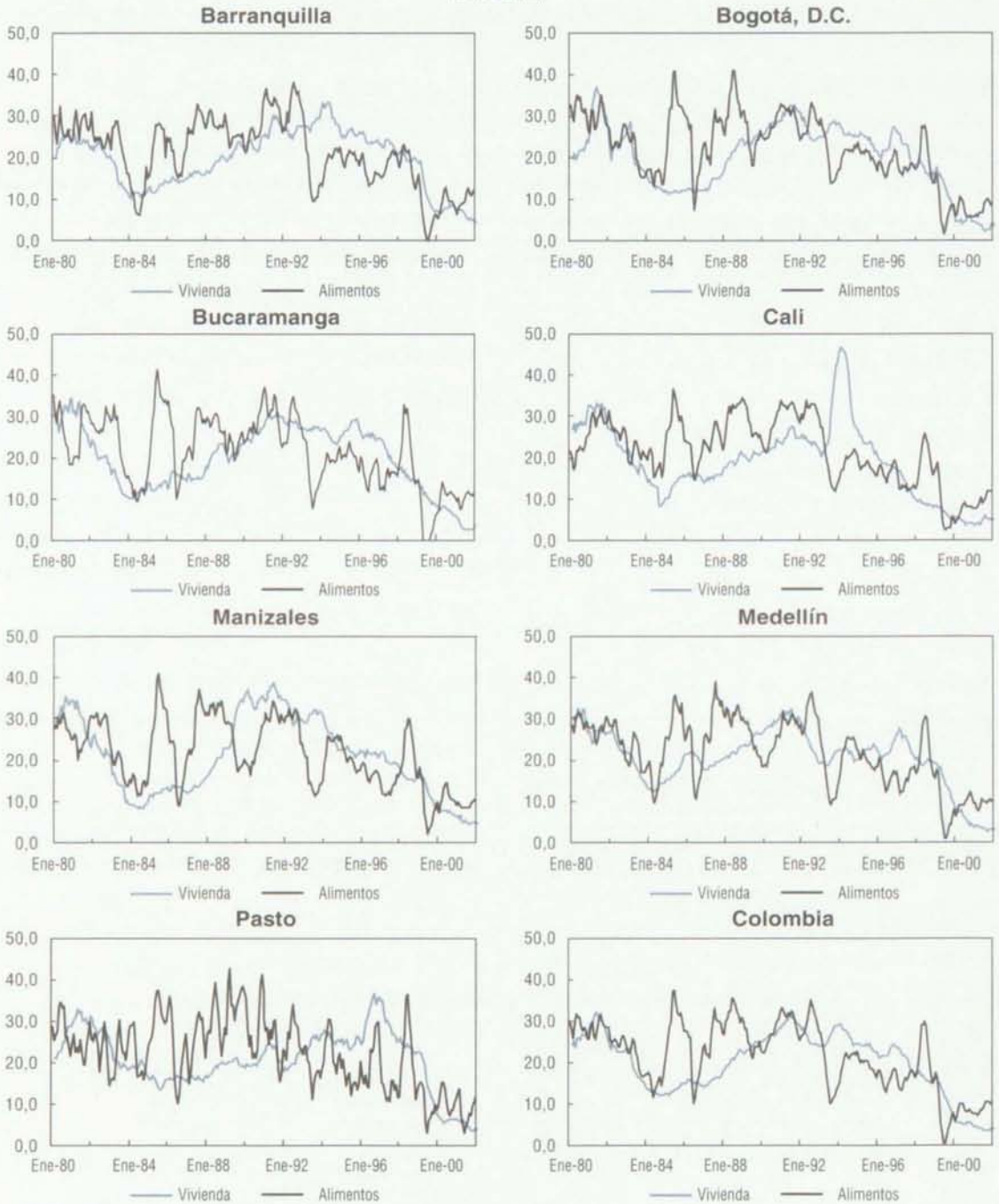
Gráfico 7  
**Inflación anual total y del grupo de vivienda**  
**Enero de 1980 a diciembre de 2001**  
 (Porcentaje)



Fuente: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades y grandes grupos, DANE.

Gráfico 8  
**Inflación grupo de alimentos y grupo de vivienda**  
**Enero de 1980 a diciembre de 2001**

(Porcentaje)



Fuente: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades y grandes grupos. DANE.

Al contrario de lo que pasaba entre la inflación total y la de alimentos, la inflación del grupo de vivienda no parece jalonar la tasa de inflación total de las ciudades como sí lo hace la de alimentos, a pesar de que sus ponderaciones dentro del índice en la actualidad son casi iguales.

Del Gráfico 7 cabe rescatar que para finales del período, aproximadamente desde finales de 1999, la inflación de vivienda se encontraba por debajo de la inflación total en todas las ciudades, siendo uno de los grupos de la canasta que ha colaborado con el cumplimiento de las metas de inflación de los últimos tres años.

El Gráfico 8 registra la tasa de inflación del grupo de vivienda y del de alimentos. Allí puede verse claramente la diferencia existente entre un grupo compuesto de bienes supuestamente de mayor transabilidad (alimentos) comparado con otro cuya supuesta transabilidad no debería ser tan elevada (vivienda).

La característica general del Gráfico 8 es la mayor variabilidad que muestra la inflación de los alimentos para todas las ciudades.

Al igual que sucede con la tasa de inflación total y la tasa de vivienda, esta última también se ubica por debajo de la de alimentos a partir del año 2000. Siendo la de vivienda aproximadamente la mitad de la inflación de alimentos para cada ciudad.

El Cuadro 7 muestra el grado de asociación lineal existente entre la inflación de alimentos para cada ciudad y la respectiva inflación del grupo de vivienda. El cuadro muestra la asociación existente entre el grupo considerado como de alta transabilidad (alimentos) y el de baja transabilidad (vivienda). Es de esperarse que la asociación entre estos dos grupos sea baja, como de hecho lo es.

El menor grado de asociación en estas variables la presenta la ciudad de Pasto (28,3%) debido a la gran variabilidad, antes reseñada, de la inflación de alimentos. También se muestra baja la tasa correspondiente a Manizales, Cali y Bucaramanga. En Colombia, dicho coeficiente alcanza el 58,6%, pero la única ciudad que supera ese valor es Medellín con 59,1%.

Finalizada la caracterización de los procesos inflacionarios en las ciudades de Colom-

Cuadro 7  
Correlación entre inflación de grupo de alimentos y de vivienda

Ciudad	Correlación	Ciudad	Correlación
Barranquilla	0,5178	Manizales	0,4519
Bogotá	0,5767	Medellín	0,5907
Bucaramanga	0,4624	Pasto	0,2832
Cali	0,4530	Colombia	0,5860

Fuente: Cálculos del autor con base en información del IPC, DANE.

bia se procede a exponer los resultados en cuanto a la validación de la hipótesis de la versión relativa de la PPA y la hipótesis de convergencia.

### III. RESULTADOS

Con el propósito de conocer si las series de inflación anual para cada ciudad son estacionarias, se efectuaron las pruebas de raíz unitaria de ADF y KPSS. El Cuadro 8 presenta los resultados de dichas pruebas. La metodología es la misma de la sección A.1. y A.2. pero aplicada directamente a las series de inflación anual.

Las pruebas sostienen que todas las series de inflación anual son integradas de orden uno sin ningún tipo de componente deter-

minístico. La misma situación se presenta en la inflación de alimentos y del grupo de vivienda para cada ciudad, como se observa en los cuadros 9 y 10<sup>28</sup>. También se realizaron pruebas sobre la primera diferencia de estas series de inflación (total y de alimentos) arrojando como resultado que eran estacionarias, es decir, las series de inflación eran de hecho integradas de orden uno y no de orden superior.

Estas pruebas de raíz unitaria se realizan debido a que si las series de inflación son integradas de orden uno y sus diferencias con otras series resultan estacionarias se estaría hablando de que las series se encuentran cointegradas. La cointegración que se presentaría en estos casos cumple con las condiciones de Bernard y Durlauf para las cuales se puede afirmar que existe convergencia estocástica.

**Cuadro 8**  
**Pruebas de raíz unitaria sobre la inflación total anual**  
**entre enero de 1980 y diciembre de 2001**

Ciudad	ADF 1/		KPSS 2/		Orden de integración
	Estadístico	Valor crítico	Estadístico	Valor crítico	
Barranquilla	$\tau = -1,160$	-1,941	$\eta_{\tau} = 0,803$	0,463	I(1)
Bogotá	$\tau = -1,174$	-1,941	$\eta_{\tau} = 0,921$	0,463	I(1)
Bucaramanga	$\tau = -1,124$	-1,941	$\eta_{\tau} = 0,905$	0,463	I(1)
Cali	$\tau = -1,470$	-1,941	$\eta_{\tau} = 1,187$	0,463	I(1)
Manizales	$\tau = -1,465$	-1,941	$\eta_{\tau} = 0,866$	0,463	I(1)
Medellín	$\tau = -1,211$	-1,941	$\eta_{\tau} = 1,140$	0,463	I(1)
Pasto	$\tau = -1,232$	-1,941	$\eta_{\tau} = 1,128$	0,463	I(1)

1/ Nivel de significancia al 5%. Autocorrelación sobre los residuales evaluada con estadístico de Ljung-Box al 20%.

2/ Nivel de significancia al 5%. Ventana de Bartlett igual 8.

Fuente: Cálculos del autor.

<sup>28</sup> El Cuadro 10 presenta la prueba de KPSS con un nivel de significancia de 10%, ya que la decisión se encontraba en el borde al 5% para algunas de las ciudades.

Cuadro 9

**Pruebas de raíz unitaria sobre la inflación anual del grupo de alimentos  
entre enero de 1980 y diciembre de 2001**

Ciudad	ADF 1/		KPSS 2/		Orden de integración
	Estadístico	Valor crítico	KPSS	Valor crítico	
Barranquilla	$\tau = -1,376$	-1,941	$\eta_{\tau} = 0,929$	0,463	I(1)
Bogotá	$\tau = -1,434$	-1,941	$\eta_{\tau} = 1,197$	0,463	I(1)
Bucaramanga	$\tau = -1,368$	-1,941	$\eta_{\tau} = 1,044$	0,463	I(1)
Cali	$\tau = -1,199$	-1,941	$\eta_{\tau} = 1,229$	0,463	I(1)
Manizales	$\tau = -1,243$	-1,941	$\eta_{\tau} = 0,966$	0,463	I(1)
Medellín	$\tau = -1,237$	-1,941	$\eta_{\tau} = 1,146$	0,463	I(1)
Pasto	$\tau = -1,009$	-1,941	$\eta_{\tau} = 1,303$	0,463	I(1)

1/ Nivel de significancia al 5%. Autocorrelación sobre los residuales evaluada con estadístico de Ljung-Box al 20%.

2/ Nivel de significancia al 5%. Ventana de Bartlett igual 8.

Fuente: Cálculos del autor.

Cuadro 10

**Pruebas de raíz unitaria sobre la inflación anual del grupo de vivienda  
entre enero de 1980 y diciembre de 2001**

Ciudad	ADF 1/		KPSS 2/		Orden de integración
	Estadístico	Valor crítico	KPSS	Valor crítico	
Barranquilla	$\tau = -1,223$	-1,941	$\eta_{\tau} = 0,369$	0,347	I(1)
Bogotá	$\tau = -1,094$	-1,941	$\eta_{\tau} = 0,474$	0,347	I(1)
Bucaramanga	$\tau = -0,982$	-1,941	$\eta_{\tau} = 0,450$	0,347	I(1)
Cali	$\tau = -1,617$	-1,941	$\eta_{\tau} = 0,652$	0,347	I(1)
Manizales	$\tau = -1,224$	-1,941	$\eta_{\tau} = 0,422$	0,347	I(1)
Medellín	$\tau = -1,002$	-1,941	$\eta_{\tau} = 0,684$	0,347	I(1)
Pasto	$\tau = -1,262$	-1,941	$\eta_{\tau} = 0,348$	0,347	I(1)

1/ Nivel de significancia al 5%. Autocorrelación sobre los residuales evaluada con estadístico de Ljung-Box al 20%.

2/ Nivel de significancia al 5%. Ventana de Bartlett igual 8.

Fuente: Cálculos del autor.

### A. Pruebas de raíz unitaria sobre diferenciales de inflación

Una vez ha sido probado que todas las series tienen una raíz unitaria se procedió a realizar las pruebas de raíz unitaria sobre las diferencias de

la inflación entre ciudades. Tal y como se indicó en la parte metodológica, las pruebas se aplicaron a los diferenciales de inflaciones totales, de inflación del grupo de alimentos y de la del grupo de vivienda, los resultados se muestran en los cuadros 11, 12 y 13, respectivamente<sup>29</sup>.

<sup>29</sup> Cuadros detallados con los resultados están a disposición del interesado.

**Cuadro 11**  
**Resultados de las pruebas de raíz unitaria de la inflación total**

		ADF	KPSS	DF-GLS	Decisión
Barranquilla	- Bogotá	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Barranquilla	- Bucaramanga	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Barranquilla	- Cali	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Barranquilla	- Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Barranquilla	- Medellín	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Barranquilla	- Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	- Bucaramanga	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	- Cali	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Bogotá	- Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	- Medellín	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Bogotá	- Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	- Cali	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	- Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	- Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	- Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Cali	- Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Cali	- Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Cali	- Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Manizales	- Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Manizales	- Pasto	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Medellín	- Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria

Fuente: Cálculos del autor.

En el Cuadro 11 se observa que en cinco de los 21 casos el diferencial de tasas de inflación no es estacionario. Lo cual quiere decir que la versión relativa de la PPA no se cumple, que es lo mismo que decir que para estos cinco pares de ciudades los precios no han variado en la misma proporción en los últimos 20 años. Sin embargo, la PPA relativa sí se cumple para 16 de los 21 casos, es decir, para el 76% de los casos cuando se trata de la inflación total.

En el caso de la inflación de alimentos, Cuadro 12, la PPA relativa se cumple para el 100%

de los casos, lo que indica que aunque esta inflación se ve afectada por choques de oferta debido, entre otras causas, a condiciones climáticas extremas, puede afirmarse que las variaciones de los precios se dan de forma similar en las diferentes ciudades del país.

Por último, Cuadro 13, están los diferenciales en las tasas de inflación del grupo de vivienda. En este grupo se encontró lo que se esperaba, que era un mayor número de casos en los cuales este diferencial no era estacionario. Aproximadamente en el 40% de los casos. El porcentaje parece bajo pero cabe

**Cuadro 12**  
**Resultados de las pruebas de raíz unitaria de alimentos**

			ADF	KPSS	DF-GLS	Decisión
Barranquilla	-	Bogotá	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Barranquilla	-	Bucaramanga	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Barranquilla	-	Cali	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Barranquilla	-	Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Barranquilla	-	Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Barranquilla	-	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	-	Bucaramanga	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	-	Cali	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	-	Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	-	Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	-	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	-	Cali	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	-	Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	-	Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	-	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Cali	-	Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Cali	-	Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Cali	-	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Manizales	-	Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Manizales	-	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Medellín	-	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria

Fuente: Cálculos del autor.

recordar que en el grupo denominado vivienda también se incluyen bienes como muebles, utensilios de cocina, comedor y domésticos, etc., que aunque no tienen las mayores ponderaciones dentro del grupo, su presencia sí podría hacer que los resultados fueran como los que se encontraron.

En síntesis, puede afirmarse que existe cierta evidencia para corroborar que se cumple la versión relativa de la PPA entre las regiones en Colombia y, por consiguiente, evidencia para sugerir la integración de los mercados regio-

nales en Colombia. También para afirmar que en menor medida los precios de los bienes de naturaleza no transable, aproximados mediante el grupo vivienda, no se ajustan de la misma forma que lo hacen los transables.

Contrario a la situación cuando se hace referencia al rubro de alimentos, que para todas las parejas de ciudades permite afirmar que la variación de sus precios son muy similares, sin importar en qué parte del país se encuentren o si son o no afectadas por condiciones climáticas extremas.

**Cuadro 13**  
**Resultados de las pruebas de raíz unitaria de vivienda**

		ADF	KPSS	DF-GLS	Decisión
Barranquilla	- Bogotá	No estacionaria	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria
Barranquilla	- Bucaramanga	Estacionaria	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Barranquilla	- Cali	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Barranquilla	- Manizales	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Barranquilla	- Medellín	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Barranquilla	- Pasto	Estacionaria	Estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Bogotá	- Bucaramanga	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	- Cali	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	- Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	- Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	- Pasto	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Bucaramanga	- Cali	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	- Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	- Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	- Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Cali	- Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Cali	- Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Cali	- Pasto	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Manizales	- Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Manizales	- Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Medellín	- Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria

Fuente: Cálculos del autor.

Además, de la validación hecha o no de la versión relativa de la PPA, se puede afirmar que para aquellos casos en que la PPA relativa sí se cumple existe convergencia estocástica en el sentido señalado por Bernard y Durlauf, ya que las series son integradas de orden uno y su diferencial resulta de orden cero. Pero, ¿existieron en el período estudiado procesos de convergencia de la inflación de las ciudades en el sentido tradicional? En la sección siguiente se hace una breve revisión.

## B. Convergencia tradicional (tipo $\sigma$ )

Para buscar evidencia adicional que sugiera la existencia de convergencia entre la inflación de las ciudades se realiza un análisis de convergencia tipo sigma<sup>30</sup>. Dos indicadores que son comúnmente utilizados indistintamente en la literatura sobre integración de mercados y, más específicamente, sobre convergencia son la desviación estándar y el coeficiente de variación<sup>31</sup>. La tendencia a decrecer en el tiempo

<sup>30</sup> No se realizó el análisis de convergencia  $\beta$  debido a que el número de entidades de corte transversal era insuficiente.

<sup>31</sup> Véase: Robert Barro y Xavier Sala-i-Martin (1991). "Convergence", *Journal of Political Economy*, No. 100, April, pp. 223-251.



de cualquiera de los dos indicadores es aceptada como una señal de convergencia entre las variables que se están analizando, en cualquiera de los casos conocida como convergencia tipo  $\sigma$ .

Los resultados del cálculo de la desviación estándar para la inflación total, de alimentos y del grupo de vivienda, se presentan en el Gráfico 9. En él se ve cómo la desviación de la inflación de alimentos, para las siete ciudades, presenta una variabilidad más alta que la presentada por la inflación total, pero menor que la registrada por la correspondiente al grupo de vivienda. Sin embargo, la desviación de la inflación de alimentos muestra una clara tendencia decreciente en todo el período, situación que no acontece ni para la total ni para la de vivienda. Cabe anotar que la desviación de la inflación de alimentos es más alta que la de la total en todo el período, pero la brecha entre ellas se reduce con el paso del tiempo. La desviación de la inflación del grupo de vivienda presenta en sus inicios una tendencia decreciente que se ve interrumpida por un comportamiento creciente entre 1989 y 1999 (con una caída a finales de 1994). La desviación de las tasas de inflación de vivienda empieza en enero de 1980 en 0,048 y termina en diciembre de 2001 en 0,006, una reducción bastante considerable y similar a lo que pasaba con la de alimentos que inicia el período en 0,042 y termina en 0,012.

Nótese también que el punto más alto que alcanzan las desviaciones de la inflación total y la de alimentos coincide con el mes de abril de 1984, época por la que la inflación total y de alimentos de las ciudades alcanzaba uno de sus puntos más bajos. No es el

caso de la inflación en el grupo de vivienda que alcanza su punto más alto en diciembre de 1993, claramente influenciada por la tasa de Cali en ese mes.

En síntesis, si se toma la desviación estándar como la medida de dispersión de la inflación de las ciudades se podría afirmar que en el período comprendido entre 1980 y 2001 se ha dado un proceso de convergencia tipo sigma entre las tasas de inflación totales (y también en las de alimentos), pero no entre las tasas de inflación de vivienda, aun cuando la desviación se ha reducido considerablemente a partir de 1999.

El Gráfico 10 muestra el coeficiente de variación para la inflación total, la inflación de alimentos y la del grupo de vivienda. Dicho coeficiente se calcula según la siguiente expresión y para las tres diferentes inflaciones:

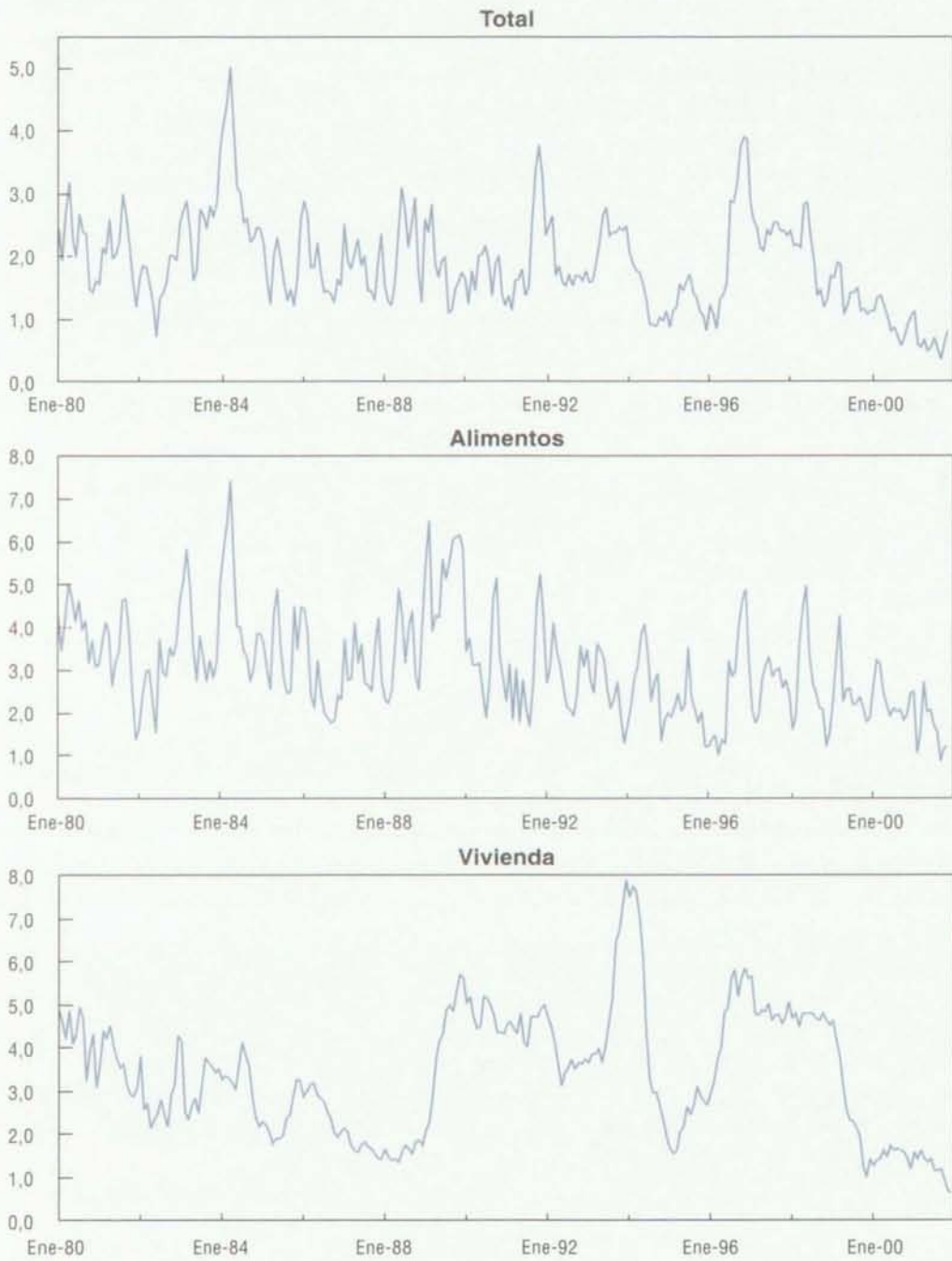
$$CV_t = \frac{\sqrt{\sum_i (\pi_{i,t} - \bar{\pi})^2}}{\sum_i \pi_{i,t}} ; i = \{ \text{Barranquilla, ..., Pasto} \}$$

Donde  $\bar{\pi}$  es la media de corte transversal de la tasa de inflación de las siete ciudades para cada momento en el tiempo. Estos coeficientes de variación que, como se mencionó atrás, se utilizan en el análisis de convergencia tipo sigma muestran algunas características interesantes. Una de ellas es que ninguno de los coeficientes exhibe tendencia decreciente con el paso del tiempo, e incluso en el caso de la inflación de vivienda y de alimentos esa tendencia es más bien creciente.

El coeficiente de variación de la inflación del grupo de alimentos muestra dos picos que

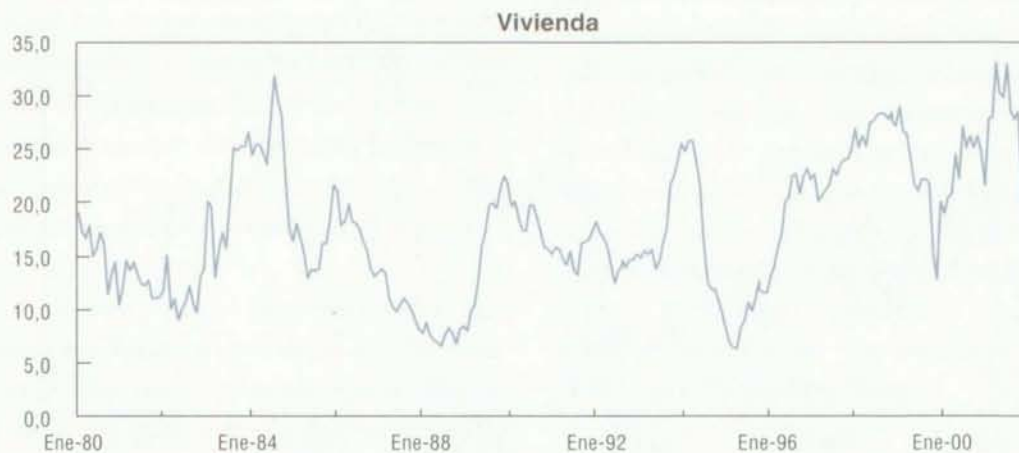
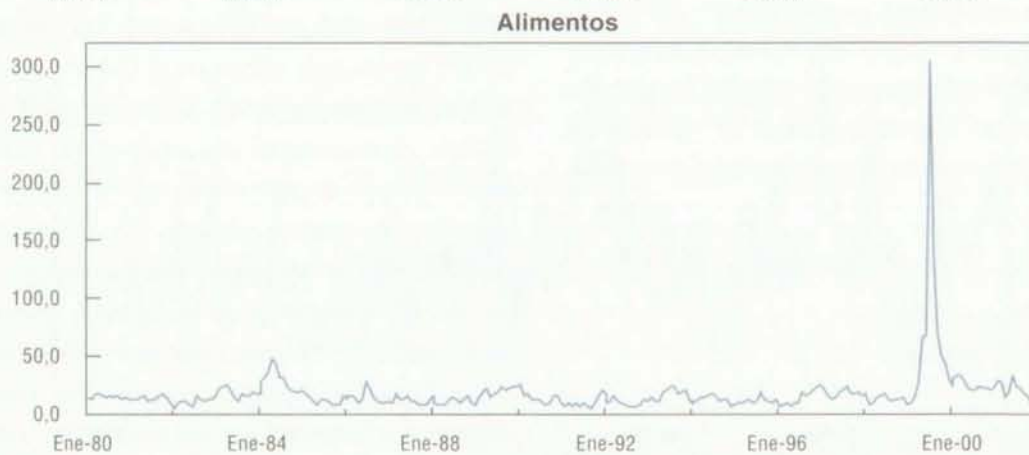
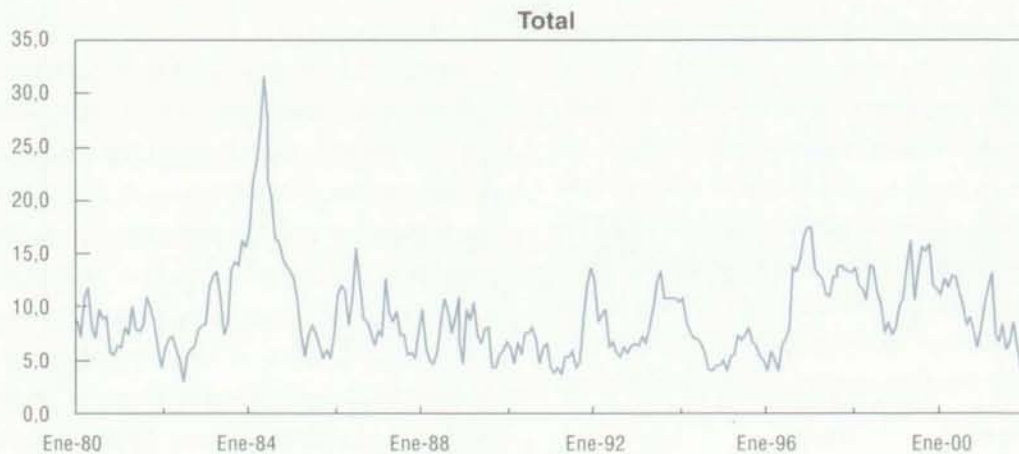
Gráfico 9

**Desviación estándar de la inflación total, de alimentos y de vivienda**  
**(Enero de 1980 a diciembre de 2001)**  
(Porcentaje)



Fuente: Cálculos del autor.

Gráfico 10  
**Desviación estándar de la inflación total, de alimentos y de vivienda**  
**(Enero de 1980 a diciembre de 2001)**  
 (Porcentaje)



Fuente: Cálculos del autor.

llaman la atención: el primero en 1984, cuando se presentó la caída de la inflación antes mencionada, y el segundo a finales de 1998 y principios de 1999 cuando la inflación de alimentos pasó en promedio de 18% a ser casi nula en la mayoría de las ciudades (Gráfico 5).

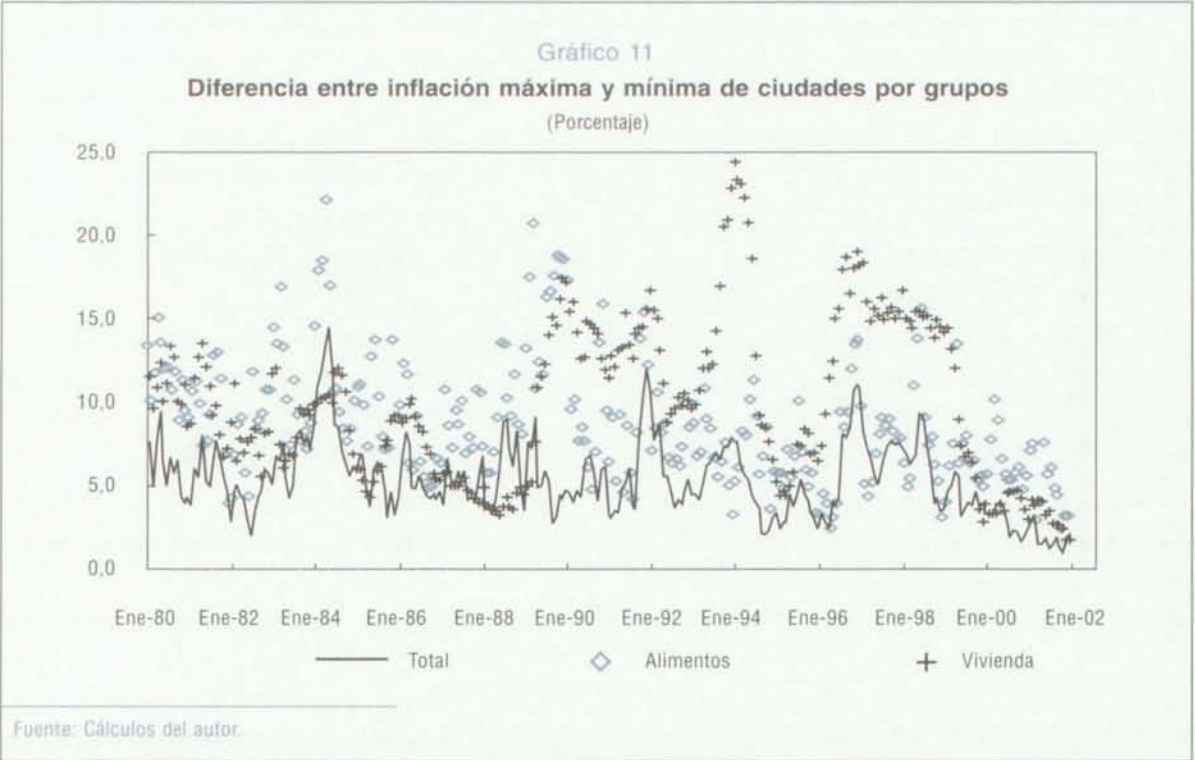
Entre tanto, el coeficiente del grupo de vivienda muestra una tendencia levemente creciente, aunque evidencia dos caídas importantes, una en 1988 y la otra en 1994. La pendiente de dicho coeficiente es levemente mayor que la presentada en el coeficiente de variación de la inflación de alimentos (gracias al gran valor que presenta en 1999).

En síntesis, el coeficiente de variación utilizado como medida de dispersión de la inflación no aporta evidencia para afirmar que existe

convergencia (en sentido tradicional sigma) en la tasa de inflación total (de alimentos y del grupo de vivienda) entre las ciudades de Colombia en el período de 1980 a 2001.

Un gráfico adicional que ayuda a dar una idea de si la inflación en los diferentes grupos aquí analizados se reduce entre ciudades, y por consiguiente, se puede hablar de convergencia, es el que se expone en el Gráfico 11.

El Gráfico 11 muestra el resultado de calcular la diferencia entre la inflación máxima y la mínima (sin importar qué ciudad presenta la máxima o la mínima) para la inflación total (línea sólida), de alimentos (círculo) y de vivienda (cruz) en cada mes entre enero de 1980 y julio de 2002. Este gráfico permite ver cómo el rango numérico en el que cae la inflación de las ciudades se ha ido reduciendo



---

do, especialmente a partir del año 1997. Al final del período, que para este gráfico se amplió hasta julio de 2002, puede verse cómo los rangos de cada uno de los grupos de inflación tiende a ser parecido a los otros dos, ubicándose alrededor del 5%.

En conclusión, puede decirse que las diferencias de inflación entre las ciudades de Colombia, se han ido reduciendo con el tiempo, pero que dicho proceso no siempre ha sido decreciente, y que además se da lentamente. También es cierto que las diferencias entre las tasas de inflación de las ciudades del país, por lo menos en sus grupos más significativos no sobrepasan el 6,0% y que, por lo tanto, no puede hablarse de grandes diferencias de inflación entre las ciudades, al menos en el largo plazo.

#### IV. CONCLUSIONES

El análisis descriptivo sugiere que la inflación se ha comportado de manera similar en las principales siete ciudades de Colombia. Por ejemplo, alcanzando sus valores mínimo y máximo en cada ciudad más o menos por el mismo período de tiempo. Cabe destacar que la inflación alcanza su nivel máximo en las ciudades a principios de la década de los años 90 mientras llega a su mínimo histórico a finales del año 1998. Comparando por décadas, puede

afirmarse que en promedio la inflación fue levemente menor durante los años 90 que durante los años 80, y es bastante menor durante los años 2000 y 2001 para la mayoría de ciudades.

Con la inflación del grupo de alimentos del IPC, que es el grupo más importante en la canasta y que se utiliza en el presente estudio

*Las diferencias de inflación entre las ciudades de Colombia, se han ido reduciendo con el tiempo, pero dicho proceso no siempre ha sido decreciente, y además se da lentamente. Las diferencias entre las tasas de inflación de las ciudades del país, no sobrepasan el 6,0%, por lo tanto, no puede hablarse de grandes diferencias de inflación entre las ciudades, al menos en el largo plazo.*

como indicador de la inflación de los bienes transables, pasa algo que se asemeja a lo que ocurriría con la inflación total. Este indicador de la variación de los precios de los alimentos se comporta de manera similar entre ciudades reflejando en alguna medida, al igual que lo hace la inflación total, la integración de los mercados

urbanos en Colombia. Sin embargo, la inflación de alimentos presenta una mayor volatilidad que la inflación total y, como hecho notable, alcanza valores cercanos a cero a finales de 1998 y principios de 1999.

Las pruebas de raíz unitaria sugieren la existencia, como lo señala la teoría económica, de un mayor grado de similitud entre la inflación de bienes supuestamente de mayor transabilidad (alimentos) que cuando se observa los de baja transabilidad (vivienda).

En síntesis, las pruebas señalan que se cumple la hipótesis de la versión relativa de la PPA para un número considerable de casos (76%, aproximadamente) cuando se considera la in-

---

flación total. Si se toma la inflación de los alimentos como indicadora en cierto grado de la inflación de los transables, la hipótesis se cumple para el 100% de los casos. Esta inflación está influida en gran medida por factores de oferta, que según los resultados de las pruebas econométricas, afectarían la tasa de inflación de las ciudades de manera similar.

En el caso de los bienes no transables, los diferenciales de inflación son estacionarios en el 62% de los casos.

En conclusión, la versión relativa de la PPA se cumple para la inflación total y para los grupos analizados de acuerdo con la teoría, aunque en el caso de vivienda el número de casos es alto debido, probablemente, a la presencia de bienes transables dentro del grupo y a ajustes de precios similares en todo el país. Esta evidencia en favor de la versión relativa de la PPA aporta nuevos elementos a favor de la integración de los mercados urbanos en Colombia.

En cuanto a la hipótesis de convergencia de la inflación de las ciudades, existe cierta evidencia que señala que la diferencia entre ellas

se ha reducido con el tiempo de manera lenta. Para todos aquellos casos en que la hipótesis de la versión relativa de la PPA se cumple puede decirse que las series han convergido estocásticamente en el sentido de Bernard y Durlauf. Además, el análisis de convergencia tipo sigma arroja convergencia cuando se observa la desviación estándar como indi-

cador de convergencia, pero no cuando se tiene en cuenta el coeficiente de variación.

En general, la diferencia entre la inflación más alta y la más baja entre las ciudades se ha reducido a casi la mitad de lo que era en 1980, para los tres tipos de inflación analizada.

Por último, cabe señalar dos hechos importantes: el primero, la inflación nacional es

dominada por el comportamiento de la inflación en Bogotá debido a la ponderación de la ciudad en el IPC (casi 50%), y segundo, es necesario profundizar en el estudio de los procesos económicos regionales (entre ellos el de la inflación) para explicar y comprender mejor las disparidades que ellos presentan de las tendencias nacionales.

*En conclusión, la versión relativa de la PPA se cumple para la inflación total y para los grupos analizados de acuerdo con la teoría, aunque en el caso de vivienda el número de casos es alto debido, probablemente, a la presencia de bienes transables dentro del grupo y a ajustes de precios similares en todo el país. Esta evidencia en favor de la versión relativa de la PPA aporta nuevos elementos a favor de la integración de los mercados urbanos en Colombia.*

---

## REFERENCIAS

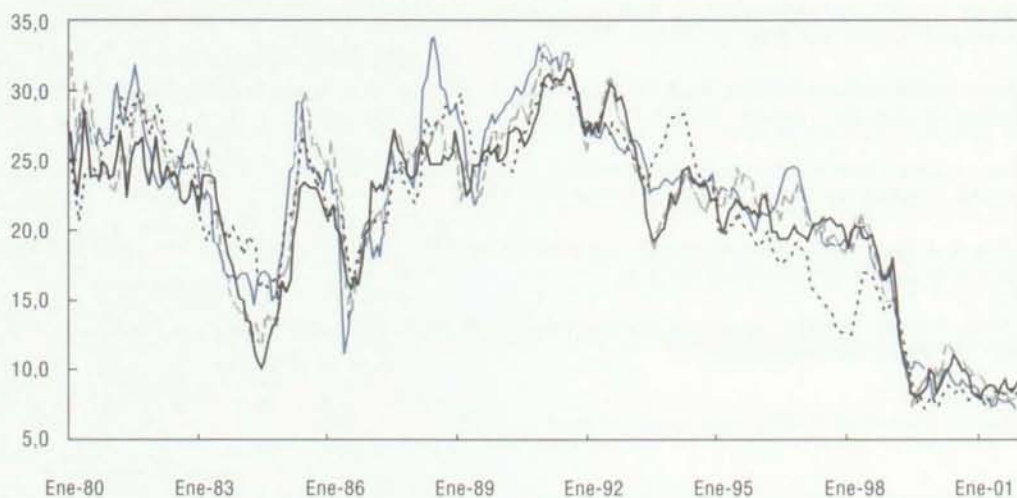
- Alberola, Enrique y José M. Marques (1999). "On the Relevance and Nature of Regional Inflation Differentials: the Case of Spain", Documento de trabajo, *Banco de España*, No. 9.913.
- Avella, Rodrigo (2001). "Efecto de las sequías sobre la inflación en Colombia", Borradores de Economía, No. 183, *Banco de la República*, julio.
- Banerjee, Anindya, Juan Dolado, John Galbraith y David Hendry (1993). *Co-Integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford.
- Barro, Robert (1991). "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, No. 106, May.
- Barro, Robert y Xavier Sala-i-Marti (1991). "Convergence", *Journal of Political Economy*, No. 100, April, pp. 223-251.
- Bernard, A. B. y S. N. Durlauf (1995). "Convergence in International Output", *Journal of Applied Econometrics*, No. 10, pp. 97-108.
- \_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_ (1991). "Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis", *NBER*, Working Paper, No. 3.717, May.
- Campbell, John Y. y Pierre Perron (1991). "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots", en O. J. Blanchard y S. Fischer (editores), *NBER Macroeconomics Annual*, The MIT Press, pp. 141-201.
- Cecchetti, Stephen; Nelson, Mark, y Robert Sonora (2000). "Price Level Convergence Among United States Cities: Lessons for the European Central Bank", *NBER*, Working Paper, No. 7681.
- Cheung Y. W. y K. S. Lai (1998). "Parity Reversion in Real Exchange Rates during the Post-Bretton Woods Period", *Journal of International Money and Finance*, No. 17, pp.597-614.
- Dickey, D. A. y W. A. Fuller (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, pp. 1057-1072.
- Dickey, D. A. y W. A. Fuller (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, No. 74, pp. 427-431.
- Elliott, G., Rothenberg, T. J. y J. H. Stock, J. H. (1996). "Efficient tests for an autoregressive unit", *Econometrica*, No. 64, pp. 813-836.
- Froot, K. A. y K. Rogoff (1995). "Perspectives on PPP and long-run real exchange rates", *Handbook of International Economic*, (editores) G. Grossman y K. Rogoff, Vol. 3, North-Holland, New York.
- Galvis, Luis A. (2002). "Integración regional de los mercados laborales en Colombia, 1984-2000", Documentos de trabajo sobre economía regional, No. 27, *Banco de la República*, Cartagena, febrero.
- Holmes, Mark J. (1998). "Inflation Convergence in the ERM: Evidence for Manufacturing and Services", *International Economic Journal*, Vol. 12, No. 3.
- Jaramillo, Carlos, Óskar A. Nupia y Carmen A. Romero (2001). "Integración en el mercado laboral colombiano: 1945-1998", en Adolfo Meisel Roca (editor), *Regiones, ciudades y crecimiento económico en Colombia*, Banco de la República, Colección de economía regional, Bogotá.
- Kalmanovitz, Salomón (2001). "El Banco de la República como institución independiente", *Revista del Banco de la República*, Vol. LXXIV, No. 889, noviembre.
- Knetter, Michael y Matthew Slaughter (1999). "Measuring Product Market Integration", *NBER*, Working Paper, No. 6.969.
- Krugman, Paul y Maurice Obstfeld (1999). *Economía internacional*, McGraw-Hill, 4ª. edición.

- 
- 
- Kwiatkowski D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin (1992). "Testing the Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, No. 54, pp. 159-178.
- Maddala, G. S. y In-Moo Kim (1998). *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Themes in modern econometrics, Cambridge University Press.
- Misas, Martha, Enrique López y Pablo Querubín (2002). "La inflación en Colombia: una aproximación desde las redes neuronales", Borradores de Economía, No. 199, *Banco de la República*, Bogotá, febrero.
- Morales, Amalia (2001). "Inflation Convergence by Sectors in the EU: Structural Breaks and Common Factors", Documento de trabajo, Universidad de Málaga, febrero.
- Olloqui, Irene y Simón Sosvilla-Rivero (2000). "Paridad del poder adquisitivo y provincias españolas, 1940-1992", Documento de trabajo *FEDEA*, No. 2000-24, FEDEA, España.
- Olloqui, Irene, Simón Sosvilla-Rivero y Javier Alonso (1999). "Convergencia en precios en las provincias", Documento de trabajo *FEDEA*, No. 1999-04, FEDEA, España.
- Olloqui, Irene y Simón Sosvilla-Rivero (1999). "Convergencia en tasas de inflación en la Unión Europea", Documento de trabajo, *FEDEA*, No. 1999-12, FEDEA, España.
- Parsley, D. y S. J. Wei (1996). "Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency fluctuations", *Quarterly Journal of Economics*, No. 111.
- Ramírez, María T. (1999). "The Impact of Transportation Infrastructure on the Colombian Economy", Borradores de Economía, No. 124, *Banco de la República*.

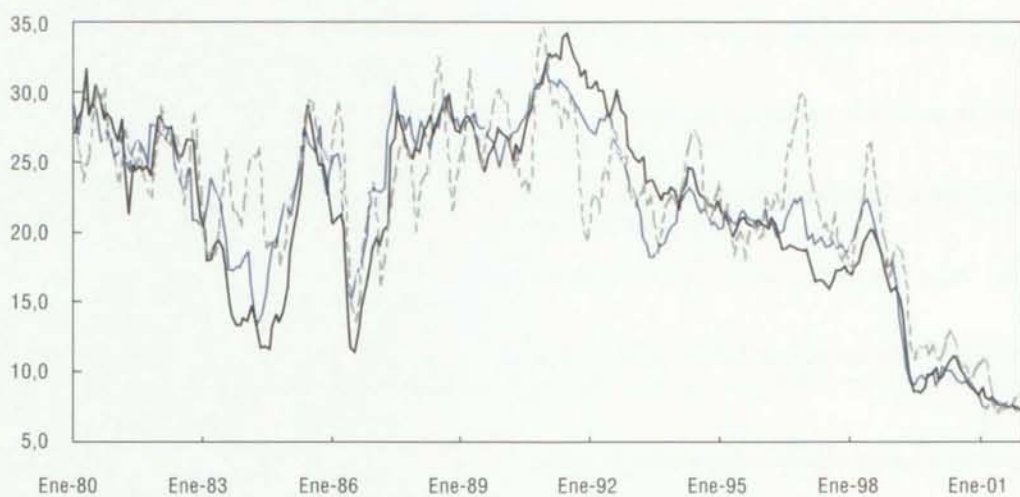


## Anexo 1

### Inflación anual por ciudades Enero de 1980 a diciembre de 2001 (Porcentaje)



— Barranquilla — Bogotá - - - Bucaramanga - - - Cali

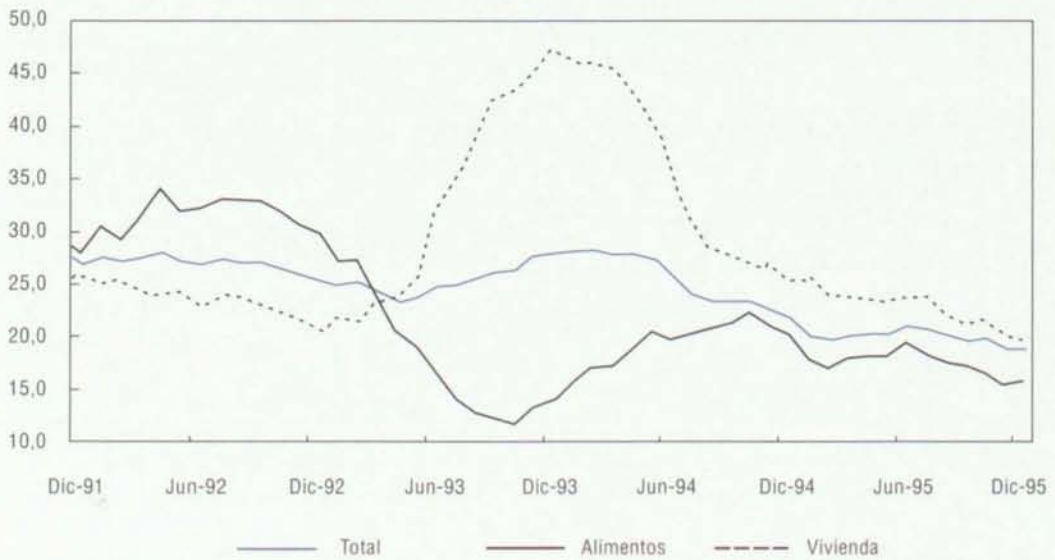


— Manizales — Medellín - - - Pasto

Fuente: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades, DANE.

## Anexo 2

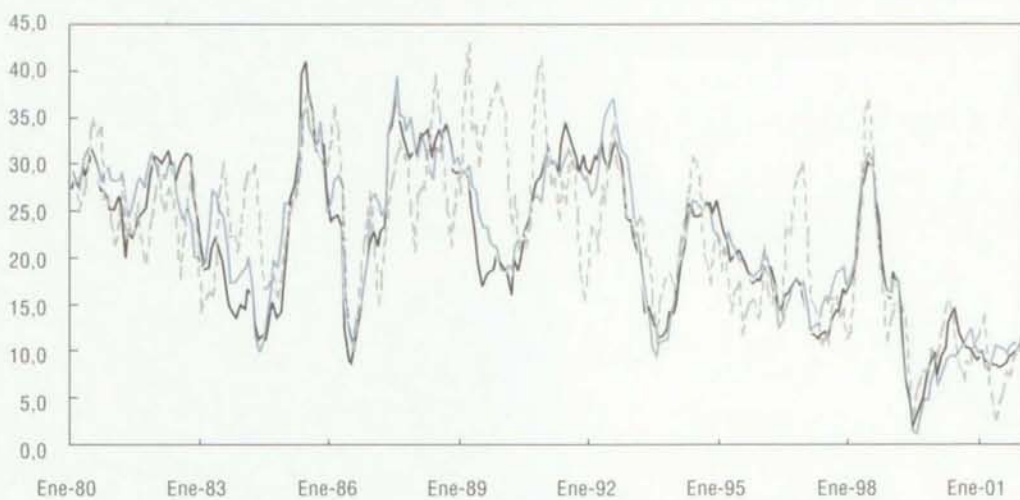
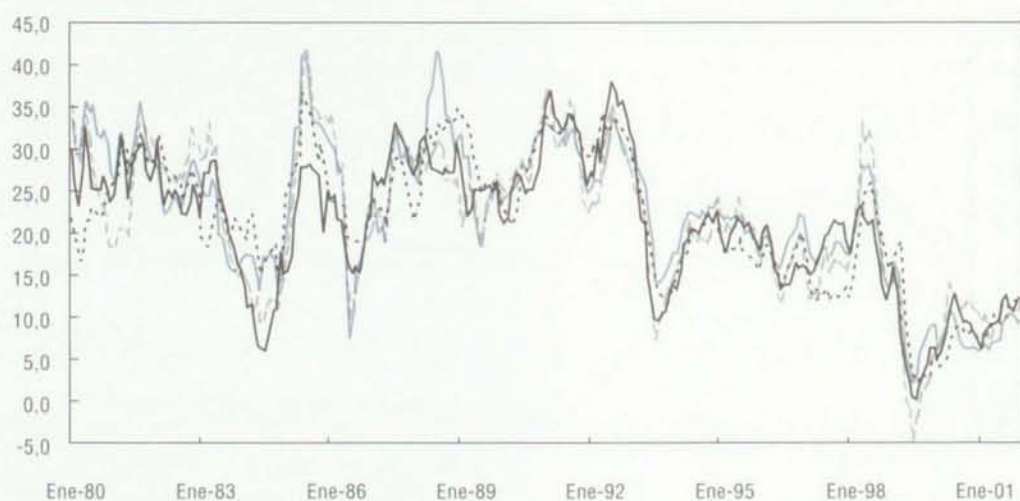
### Inflación total, en grupo de alimentos y de vivienda en Cali Enero de 1992 a diciembre de 1995 (Porcentaje)



Fuente: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades y grandes grupos, DANE.

### Anexo 3

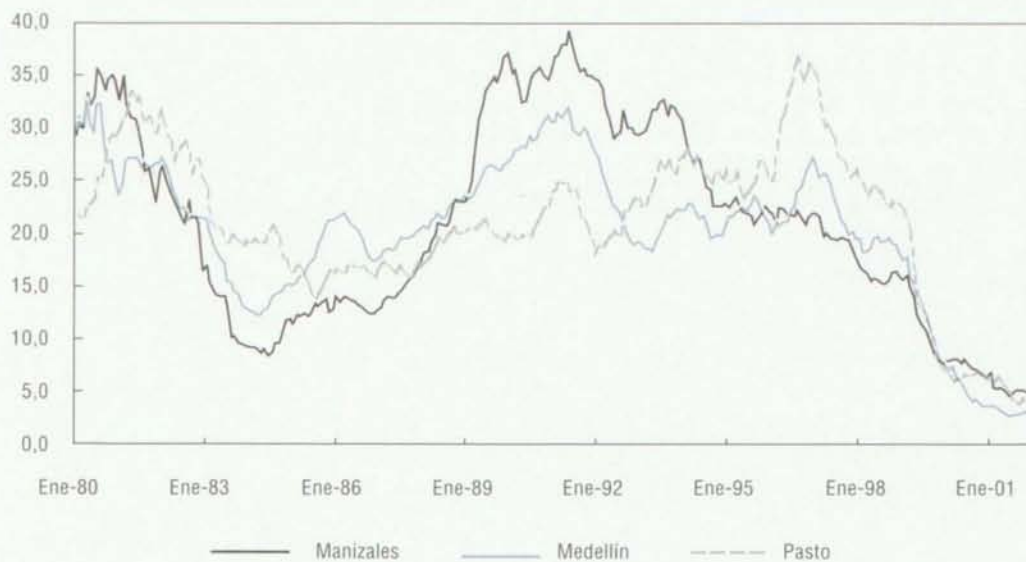
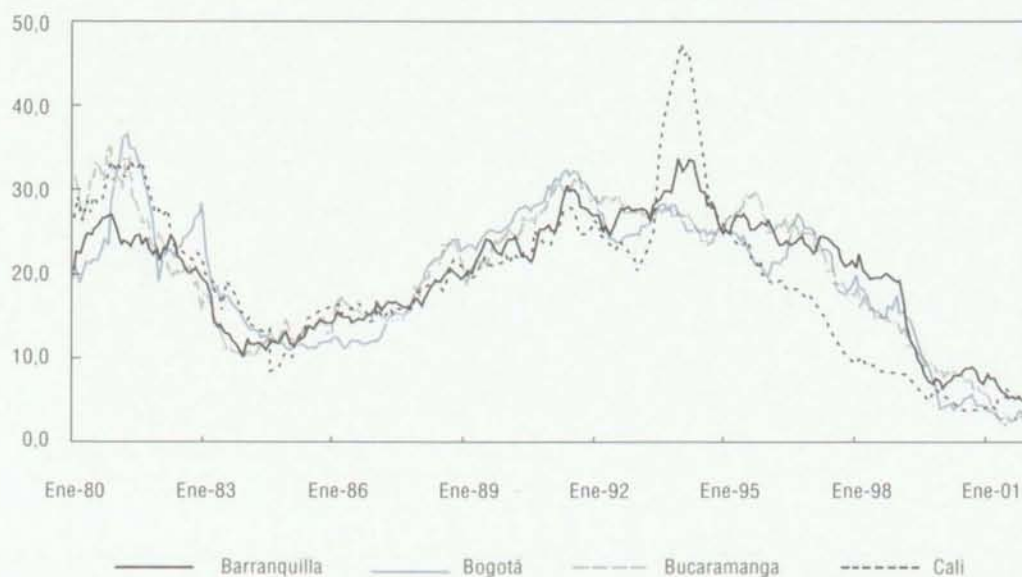
**Inflación anual en el componente de alimentos del IPC**  
**Enero de 1980 a diciembre de 2001**  
(Porcentaje)



Fuente: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades y grandes grupos. DANE.

## Anexo 4

### Inflación anual en el componente de vivienda del IPC Enero de 1980 a diciembre de 2001 (Porcentaje)



Fuente: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades y grandes grupos, DANE.